

CARACTERÍSTICAS GEOGRÁFICAS Y SOCIOECONÓMICAS EN LA EVOLUCIÓN DEL NIVEL DE VIDA EN ESPAÑA, 1973-74 A 1980-81.

Javier Ruiz-Castillo*

Resumen

En este trabajo se estudia la evolución del nivel de vida en España de 1973-74 a 1980-81 para las particiones por Comunidad Autónoma, tamaño del municipio, nivel de educación y categoría socioeconómica del sustentador principal. Se responde a las preguntas siguientes: 1) ¿Qué grupos concretos han ganado o perdido posiciones en este período desde el punto de vista del bienestar? 2) ¿Hasta qué punto las respuestas a la pregunta anterior son independientes del tratamiento que demos a las economías de escala en el consumo del hogar? 3) Dentro de un año dado, ¿qué variables explican mejor la pérdida de bienestar atribuible a la desigualdad entre subgrupos de la población? 4) ¿Qué incide más sobre los cambios en el bienestar de la sociedad a lo largo del tiempo, los cambios dentro de los subgrupos de una partición, los cambios en la desigualdad entre los mismos, o los cambios en la estructura demográfica de las particiones?

Palabras clave:

Comparación de bienestar social; Desigualdad relativa; Desigualdad absoluta; Descomponibilidad aditiva; Escalas de equivalencia.

*Departamento de Economía, Universidad Carlos III de Madrid. Este trabajo es parte de un proyecto más amplio, realizado por investigadores de la Universidad Carlos III de Madrid y financiado por la Fundación Caja de Madrid. El autor desea agradecer muy vivamente el apoyo, la paciencia y la confianza mostrados por la Fundación. Parte del tratamiento de datos, que ha realizado Miguel Ángel Benito con su eficiencia habitual, se ha financiado con cargo al Proyecto PB89-0103 de la DGICYT.

INTRODUCCION

Desde el punto de vista normativo, cuando contamos con datos sobre el nivel de vida de una población como la española, lo primero que salta a la vista son las barreras a la comparabilidad que impone la heterogeneidad de los hogares sobre los que versa usualmente la información.

Generalmente, los factores demográficos son los que determinan lo que denominaremos la partición esencial de la población desde el punto de vista social. Existe un cierto acuerdo en que tanto el tamaño del hogar como su composición en adultos y menores deben tomarse en cuenta para decidir qué hogares tienen las mismas necesidades y son, por tanto, comparables entre sí. El intento de establecer comparaciones interpersonales de bienestar entre hogares con distintas necesidades a partir de la conducta observada, presenta importantes dificultades⁽¹⁾. En consecuencia, en la construcción de una "renta equivalente" para comparar el nivel de vida de hogares demográficamente diferentes, se ha propuesto parametrizar el peso que se desee otorgar al tamaño del hogar y/o a la proporción con que un menor deba entrar en relación a un adulto⁽²⁾.

En Ruiz-Castillo (1993, 1994b) hemos aplicado este enfoque a la comparación de la desigualdad y el bienestar económico en términos reales para el período enmarcado por las dos grandes Encuestas de Presupuestos Familiares (EPF de aquí en adelante) recogidas por el INE en 1973-74 y 1980-81. Con ayuda de indicadores aditivamente descomponibles, las estimaciones a escala nacional se explican a partir de los resultados para cada tamaño del hogar, menos un factor que recoge la pérdida de bienestar atribuible a la desigualdad entre los subgrupos de esta partición.

Ahora bien, en una sociedad como la española, debe estudiarse también la evolución del nivel de vida en otras particiones que despiertan interés por razones políticas, económicas o sociales. En particular, en este trabajo se analiza la agrupación de la población de acuerdo con el tamaño del municipio, la Comunidad Autónoma, el nivel educativo y la categoría socioeconómica del sustentador principal. Desde el punto de vista empírico, deseamos responder a las preguntas siguientes:

1) Desde la atalaya de un evaluador social en la tradición de la Economía del Bienestar, ¿qué grupos concretos han ganado o perdido posiciones en este período, caracterizado por el cambio de régimen político, el impacto de la primera crisis del petróleo y una inflación del 322 % en sólo 7 años?

2) ¿Hasta qué punto puede responderse la pregunta anterior independientemente del tratamiento que demos a los factores demográficos ya mencionados?

3) Dentro de un año dado, ¿qué variables explican mejor la pérdida de bienestar atribuible a la desigualdad entre subgrupos de la población? En particular, ¿qué tienen más importancia, las desigualdades entre las Comunidades Autónomas y los desequilibrios territoriales en general, o las desigualdades atribuibles a factores socioeconómicos?

4) En conexión con lo anterior, ¿qué incide más sobre los cambios en el bienestar de la sociedad a lo largo del tiempo, los cambios dentro de los subgrupos de una partición, debidamente ponderados por su importancia demográfica, o los cambios en la desigualdad entre los mismos?

Para desarrollar este programa es preciso tomar decisiones sobre varias cuestiones de índole metodológica: 1) la variable que mejor aproxime el nivel de vida del hogar; 2) la manera de establecer comparaciones intertemporales en términos reales; 3) la noción de desigualdad más adecuada, y 4) otras características del procedimiento de evaluación social.

En nuestro caso, hemos optado por medir el nivel de vida a través de una estimación del consumo corriente del hogar en bienes y servicios privados. El consumo se aproxima por el gasto total del hogar, neto de determinadas categorías que pueden considerarse como gastos de inversión. Las comparaciones en términos reales se realizan con ayuda de índices de precios, contruidos para cada hogar individual, para expresar ambas encuestas en pesetas constantes del invierno de 1981.

En cuanto a los indicadores de bienestar social, hemos seguido la exposición de Ruiz-Castillo (1994b), donde se revisan las condiciones bajo las cuales es posible resumir todos los juicios de valor sobre una distribución por medio de dos estadísticos: la media y un índice de desigualdad relativo o absoluto. Las restricciones habituales -S-concavidad, continuidad, monotonidad e invarianza ante réplicas de la población- junto con el requisito de descomponibilidad aditiva, imprescindible en este estudio, conducen a un miembro de la familia de funciones de bienestar de entropía generalizada en el caso relativo, y a la familia de índices de Kolm-Pollak en el caso absoluto.

Naturalmente, en cualquier población habrá interacciones entre la partición esencial y las demás particiones que interese estudiar. Pues bien, metodológicamente, la novedad de este trabajo radica en el procedimiento seguido para evitar al máximo la contaminación de los resultados por la decisión sobre el peso que deba concederse al tamaño del hogar.

La organización del trabajo es la siguiente. En los dos primeros apartados se presenta el modelo analítico y la especificación estadística que se sigue en el análisis empírico. Destacamos la explotación de la descomponibilidad aditiva de los indicadores de bienestar utilizados para deslindar la influencia de los factores geográficos o socioeconómicos de la manera cómo se implementen las comparaciones de bienestar entre hogares de distintas características demográficas. El tercer apartado contiene los resultados empíricos, cuya interpretación se facilita tras el análisis de la interacción entre cambios en la media y cambios en la desigualdad relativa y absoluta. En el cuarto y último apartado, se presentan algunas conclusiones que completan las obtenidas en Ruiz-Castillo (1994c) para el país en su conjunto y la partición esencial por tamaño del hogar.

I. EL MODELO ANALITICO

I.1. La renta equivalente para una población de hogares heterogéneos

Supongamos que tenemos una población de $h = 1, \dots, H$ hogares que confrontan el mismo vector de precios p en R_+^L , y que pueden diferir en la renta x^h y/o el tamaño del hogar s^h , que es la única característica que se va a considerar éticamente relevante. Supongamos que existe una función de utilidad incondicional, común para todos los hogares, definida sobre los L bienes y el tamaño del hogar. La función indirecta de utilidad y la función de costes se denotan, respectivamente, por

$$u = \varphi(x, p, s)$$

y

$$x = c(u, p, s).$$

En una muestra de hogares maximizadores de la utilidad, los datos sobre precios, renta y tamaño del hogar para cada h se relacionan por

$$u^h = \varphi(x^h, p, s^h)$$

y

$$x^h = c(u^h, p, s^h).$$

Alternativamente, las preferencias representadas por la función φ corresponden al agente a cuyo cargo está la evaluación social de las distribuciones de renta.

Naturalmente, no podemos tratar simétricamente el vector de rentas $x = (x^1, \dots, x^H)$, cada componente del cual sirve para atender necesidades de hogares heterogéneos. Si tomamos como referencia un hogar consistente en un solo adulto, el problema suele abordarse con ayuda de una escala de equivalencia

$$d(s; p, u) = c(u, p, s) / c(u, p, 1),$$

que proporciona el número de adultos equivalentes en un hogar de tamaño s que disfrutan del nivel de utilidad u a los precios p . Para cada hogar de la muestra, se define la renta equivalente como

$$z^h = x^h / d(s^h; p, u^h) = c(u^h, p, 1),$$

que no es más que la renta necesaria para que un solo adulto pueda alcanzar el nivel de utilidad u^h a los precios p . Alternativamente, podemos definir la función de compensación

$$d^*(s; p, u) = c(u, p, s) - c(u, p, 1)$$

que proporciona la renta que podemos sustraer de un hogar de tamaño s para que un solo adulto pueda alcanzar el nivel de utilidad u a los precios p con la renta restante. Entonces, la renta equivalente será

$$z^h = x^h - d^*(s^h; p, u^h) = c(u^h, p, 1).$$

1.2. Criterios de evaluación social aditivamente descomponibles

Una Función de Evaluación Social (FES), es una función W que, para cada distribución $z = (z^1, \dots, z^H)$ en el espacio R_+^H de rentas equivalentes, proporciona el bienestar social o, si se quiere, el bienestar agregado desde el punto de vista del agente social a cargo de la evaluación.

En primer lugar, impondremos las condiciones que dan lugar a lo que denominamos el modelo estándar para el análisis del bienestar, a saber: A.1 S-concavidad; A.2 continuidad; A.3 invarianza ante réplicas de la población; A.4R homoteticidad débil y A.5R monotonicidad a lo largo de rayos desde el origen, en el caso relativo; o A.4A translabilidad débil y A.5A monotonicidad a lo largo de rayos paralelos a la línea de igualdad, en el caso absoluto. Bajo esas condiciones, existe una única función V tal que

$$W(z) = V(\mu(z), I(z)),$$

donde μ es la función que proporciona la media, I es un índice de desigualdad relativo o absoluto, y V es creciente en su primer argumento y decreciente en el segundo.

Como estamos interesados en la descomposición de los cambios en el bienestar en los cambios debidos a la variación de la media y los debidos a la variación de la desigualdad, necesitamos ser más específicos sobre la interacción entre las funciones μ e I . Además, para cualquier partición de la población deseamos distinguir entre el bienestar dentro de cada uno de los subgrupos, ponderado idealmente por su importancia demográfica, y la pérdida de bienestar ocasionada por la desigualdad entre los mismos. Trataremos primero la partición esencial en $m = 1, \dots, M$ tamaños del hogar.

Comenzando con el caso relativo, prestemos atención a las FES que pueden expresarse como el producto entre la media y un índice relativo de igualdad:

$$W(z) = \mu(z)E(z),$$

donde $E(z) = 1 - I(z)$. Consideremos los índices relativos de desigualdad que son aditivamente descomponibles en el sentido siguiente:

$$I(z) = \sum_m \alpha^m I(z^m) + I(\mu^*),$$

donde

$$\mu^* = (\mu^1, \dots, \mu^M), \mu^m = (\mu(z^m), 1^{H^m}), 1^{H^m} = (1, \dots, 1) \in R^{H^m}, m = 1, \dots, M,$$

es la distribución en que cada hogar recibe la renta media del subgrupo al que pertenece $\mu(z^m)$, y las ponderaciones α^m son función sólo de la media y el número de hogares H^m de cada subgrupo de la partición.

Entre la familia de índices de entropía generalizada sólo para el primer índice propuesto por Theil I_T -cuya caracterización en este contexto se debe a Herrero y Villar (1989)- tenemos que

$$W_T(z) = \mu(z)E_T(z) = \sum_m [H^m/H] W_T(z^m) - \mu(z) I_T(\mu^*).$$

En este caso, el bienestar agregado puede expresarse como una media ponderada del bienestar de cada subgrupo, con ponderaciones iguales al peso demográfico de cada uno, menos la desigualdad entre los subgrupos ponderada por la media de la población.

Blackorby, Donaldson and Auersperg (1981) definen la desigualdad entre los subgrupos como la que resultaría si cada hogar recibiera la renta-equivalente-igualmente-distribuida (REID) del subgrupo al que pertenece. Las condiciones necesarias para construir la REID de cada subgrupo independientemente del resto de la distribución, junto con los supuestos A.1, A.2, y A.5A para una FES trasladable, conducen a la familia de Kolm-Pollak:

$$W_\gamma(z) = - [1/\gamma] \ln[(1/H) \sum_h e^{-\gamma z^h}], \quad \gamma > 0,$$

donde γ se interpreta como un parámetro de aversión a la desigualdad: a medida que γ aumenta, las curvas de indiferencia social muestran curvatura creciente hasta que, en el límite, sólo importa la renta de la persona más pobre. El índice de desigualdad absoluta consistente con W_γ es

$$A_\gamma(z) = [1/\gamma] \ln [(1/H) \sum_h e^{\gamma (\mu(z) - z^h)}], \quad \gamma > 0.$$

Designemos por $\xi(\cdot)$ la REID de la distribución de que se trate. El índice A_γ es aditivamente descomponible en el sentido

$$A_\gamma(z) = \sum_m [H^m/H] A_\gamma(z^m) + A_\gamma(\xi^*),$$

donde

$$\xi^* = (\xi^1, \dots, \xi^M), \xi^m = (\xi(z^m), 1^{H^m}), m = 1, \dots, M.$$

Así pues, tenemos

$$W_Y(z) = \mu(z) - A_Y(z) = \sum_m [H^m/H] W_Y(z^m) - A_Y(\xi^*).$$

Es decir, el bienestar agregado es igual a la media ponderada del bienestar dentro de cada subgrupo, con ponderaciones iguales a la importancia demográfica de cada uno, menos la desigualdad entre los subgrupos en esta segunda acepción.

II. LA ESPECIFICACION ESTADISTICA

II.1. Supuestos simplificadores

En general, dentro de un subgrupo de hogares con las mismas necesidades, la desigualdad de la renta original diferirá de la desigualdad de la renta equivalente dependiendo de la especificación del hogar que tomemos como referencia, digamos un adulto o una pareja de adultos. Para evitar este fenómeno, en el caso relativo es necesario suponer que la función d es independiente del nivel de utilidad. Esto ocurre si y sólo si

$$c(u, p, s) = f(u, p) g(p, s),$$

en cuyo caso

$$d(m; p) = g(p, m) / g(p, 1)$$

y

$$W_T(z) = \sum_m [H^m / H] [W_T(x^m) / d(m; p)] - \mu(z) I_T(\mu^*),$$

donde para cada m

$$\mu^m = [\mu_x^m / d(m; p)] 1^{Hm}, \mu_x^m = \mu(x^m),$$

y

$$I_T(z^m) = I_T[x^m / d(m; p)] = I_T(x^m).$$

Análogamente, en el caso absoluto la función d^* es independiente del nivel de utilidad si y sólo si

$$c(u, p, s) = f^*(u, p) + g^*(p, s).$$

Entonces

$$d^*(m; p) = g^*(p, m) - g^*(p, 1)$$

y

$$W_Y(z) = \sum_m [H^m / H] W_Y(x^m) - \sum_m [H^m / H] d^*(m; p) - A_Y(\zeta^*),$$

donde para cada m

$$\zeta^m = [\zeta_x^m - d^*(m; p)] 1^{Hm}, \zeta_x^m = \zeta(x^m),$$

y

$$A_Y(z^m) = A_Y[x^m - d^*(m; p)] = A_Y(x^m).$$

Las dificultades de estimación de las preferencias incondicionadas, incluso en el caso de que las funciones d y d^* sean independientes del nivel de utilidad, son bien conocidas. En este trabajo, optaremos por la parametrización de los juicios de valor sobre el peso que debemos dar al tamaño del hogar. En el caso relativo supondremos que

$$c(u, p, s^h) = f(u, p) [1 / (s^h)^\Theta], \Theta \in [0, 1],$$

de manera que las expresiones

$$d(s^h; p) = (s^h)^\Theta,$$

y

$$z^h(\Theta) = x^h / (s^h)^\Theta, \quad h = 1, \dots, H,$$

resultan también independientes de los precios. Se observará que la renta equivalente coincide con la renta original cuando $\Theta = 0$, y con la renta per capita del hogar cuando $\Theta = 1$.

En el caso absoluto la parametrización elegida es

$$c(u, p, s^h) = f^*(u, p) + \lambda s^h, \quad \lambda \in [0, \lambda^*]$$

de forma que

$$d^*(s^h; p) = \lambda(s^h - 1),$$

y

$$z^h(\lambda) = x^h - \lambda(s^h - 1), \quad h = 1, \dots, H$$

son independientes de los precios. El parámetro λ puede interpretarse como el coste de un adulto equivalente. Como veremos, la cota superior para λ , así como los valores del parámetro γ de aversión a la desigualdad, deben seleccionarse conjuntamente teniendo en cuenta que los índices absolutos de desigualdad no son independientes de la unidad de medida que se utilice.

Bajo estos supuestos, el bienestar agregado será, en el caso relativo,

$$W_T(z(\Theta)) = \sum_m [H^m/H] [W_T(x^m/m^\Theta) - \mu(z(\Theta))I_T(\mu^*(\Theta))],$$

donde, para cada m ,

$$\mu^m(\Theta) = [\mu_x^m/m^\Theta] 1^{Hm}.$$

En el caso absoluto,

$$W_\gamma(z(\lambda)) = \sum_m [H^m/H] W_\gamma(x^m) - \sum_m [H^m/H] \lambda(m-1) - A_\gamma(\xi^*(\lambda)),$$

donde, para cada m ,

$$\xi^m(\lambda) = [\xi_x^m - \lambda(m-1)] 1^{Hm}.$$

Como estamos interesados en el bienestar de cada persona más que en el del hogar al que pertenece, extenderemos el dominio de la FES a las distribuciones v en que la renta equivalente de cada hogar z^h va ponderada por el número de miembros del hogar s^h . Así, tendremos que

$$v = (v^1, \dots, v^M) \in \mathbb{R}_+^S, \quad v^m \in \mathbb{R}_+^{S^m}, \quad m = 1, \dots, M,$$

donde $S^m = mH^m$ es el número de personas en hogares de tamaño m y $S = \sum_m S^m$. La descomposición final entre el bienestar dentro de los subgrupos de la partición esencial y la pérdida de bienestar atribuible a la desigualdad entre los mismos, vendrá dada en el caso relativo por

$$W_T(v(\Theta)) = \sum_m [S^m/S] [W_T(x^m)/m^\Theta] - \mu(v(\Theta)) I_T(\mu_v^*(\Theta)) = \Omega_T^m(\Theta) - B_T^m(\Theta),$$

mientras que en el absoluto

$$\begin{aligned} W_Y(v(\lambda)) &= \sum_m [S^m/S] W_Y(x^m) - \sum_m [S^m/S] \lambda(m-1) - A_Y(\zeta_v^*(\lambda)) \\ &= \Omega_Y^m - D_Y^m(\lambda) - B_Y^m(\lambda), \end{aligned}$$

donde $D_Y^m(\lambda)$ es un término de ajuste demográfico.

II.2. Otras particiones

Para cualquier otra partición $k = 1, \dots, K$, la descomponibilidad aditiva de la medida de Theil o de la familia de índices de Kolm-Pollak conduce a las expresiones:

$$W_T(v(\Theta)) = \sum_k [S^k/S] [W_T(v^k(\Theta))] - \mu(v(\Theta)) I_T(\mu_v^1(\Theta), \dots, \mu_v^K(\Theta)) = \Omega_T^k(\Theta) - B_T^k(\Theta)$$

y

$$W_Y(v(\lambda)) = \sum_k [S^k/S] W_Y(v^k(\lambda)) - A_Y(\zeta_v^1(\lambda), \dots, \zeta_v^K(\lambda)) = \Omega_Y^k(\lambda) - B_Y^k(\lambda),$$

respectivamente. Habitualmente, los términos $B_T^k(\Theta)$ y $B_Y^k(\lambda)$ se emplean para medir la importancia de la característica k para explicar la pérdida de bienestar atribuible a la desigualdad entre los subgrupos de una partición. En ambos casos, este indicador depende fuertemente y de forma difícil de apreciar de los parámetros Θ y λ , respectivamente.

Alternativamente, siguiendo una idea desarrollada en Ruiz-Castillo (1993), podemos aplicar la descomponibilidad de las medidas de bienestar al componente Ω^m , es decir, al bienestar ponderado dentro de los subgrupos de la partición éticamente relevante. En el caso relativo tendríamos

$$\begin{aligned} W_T(v(\Theta)) &= \sum_{m_k} [S^{m_k}/S] [W_T(x^{m_k})/m^\Theta] - \sum_m [S^m/S] [\mu(x^m)/m^\Theta] I_T[\mu_x^{m_k}, \dots, \mu_x^{m_K}] \\ &\quad - \mu(v(\Theta)) I_T(\mu_v^*(\Theta)) = \Omega_T^{m_k}(\Theta) - B_T^{k \rightarrow m}(\Theta) - B_T^m(\Theta) \end{aligned}$$

donde:

$\Omega_T^{m_k}(\Theta)$ = bienestar dentro de los subgrupos en la partición por m y k ;

$B_T^{k \rightarrow m}(\Theta)$ = pérdida de bienestar ocasionada por la desigualdad entre los subgrupos de la característica k dentro de cada tamaño del hogar;

$B_T^m(\Theta)$ = pérdida de bienestar atribuible a la desigualdad entre los subgrupos de la partición esencial.

En el caso de la familia de índices de Kolm-Pollak, esta idea conduce a resultados independientes del parámetro λ :

$$W_Y(v(\lambda)) = \sum_{m_k} [S^{m_k}/S] W_Y(x^{m_k}) - \sum_m [S^m/S] A_Y[\xi_x^{m_1}, \dots, \xi_x^{m_K}] \\ - \sum_m [S^m/S] \lambda(m-1) - A_Y(\xi^*(\lambda)) = \Omega_Y^{m_k} - B_Y^{k \rightarrow m} - D_Y^m(\lambda) - B_Y^m(\lambda)$$

donde:

$\Omega_Y^{m_k}$ = bienestar dentro de los subgrupos en la partición por m y k ;

$B_Y^{k \rightarrow m}$ = pérdida de bienestar ocasionada por la desigualdad entre

los subgrupos de la característica k dentro de cada tamaño del hogar;

$D_Y^m(\lambda)$ = factor demográfico;

$B_Y^m(\lambda)$ = pérdida de bienestar atribuible a la desigualdad entre los

subgrupos de la partición esencial.

II.3. Comparaciones de bienestar en términos reales

En un marco intertemporal, necesitamos comparar dos poblaciones que confrontan vectores de precios diferentes. Idealmente, podemos expresar las dos distribuciones a los mismos precios, digamos los de la situación 2, por medio de un verdadero índice del coste de la vida que, en general, vendrá dado por

$$P(p_1, p_2; u, s) = c(u, p_1, s) / c(u, p_2, s).$$

Alternativamente, podemos emplear la expresión

$$P^*(p_1, p_2; u, s) = c(u, p_1, s) - c(u, p_2, s).$$

Las funciones P y P^* comparan el vector de precios p_1 con el de la situación 2 al nivel de utilidad u para un hogar de tamaño s . Bajo los supuestos simplificadores con que trabajamos, tendremos que

$$x_{12}^h = x_1^h / P(p_1, p_2; u^h, s^h) = x_1^h / [f(u^h, p_1) / f(u^h, p_2)]$$

o bien

$$x_{12}^h = x_1^h - P^*(p_1, p_2; u^h, s^h) = x_1^h - [f^*(u^h, p_1) - f^*(u^h, p_2)].$$

Pero en lugar de estimar las funciones f or f^* para construir P or P^* , expresaremos las dos distribuciones en pesetas constantes con ayuda de índices estadísticos de precios, específicos para cada hogar, con base en 1976.

Como se indica en Higuera y Ruiz-Castillo (1991), para comparar un vector de precios del año t con el del año base desde el punto de vista de un hogar h de la situación 1, se estiman índices individuales del tipo

$$I(p_t, p_{76}; w_1^h) = \sum_j w_{j1}^h I_{jt},$$

donde w_{j1}^h es la proporción del gasto total dedicada al bien j por el hogar h en la EPF de 1973-74, I_{jt} es el índice de precios oficial publicado por el INE para el bien j en el año t , y $j = 1, \dots, 58$. Así, para expresar la distribución de 1973-74 en pesetas de la situación 2, necesitamos un índice de Paasche construido de la manera siguiente:

$$P^\#(p_1, p_2; w_1^h) = I(p_1, p_{76}; w_1^h) / I(p_2, p_{76}; w_1^h)$$

donde $p_1 = (1/2) p_{73} + (1/2) p_{74}$ y $p_2 =$ invierno de 1981. La distribución a los nuevos precios será

$$y_{12}^h = x_1^h / P^\#(p_1, p_2; w_1^h).$$

para $h = 1, \dots, 24.151$. Esta distribución es ahora comparable con la de la situación 2, x_2^h , $h = 1, \dots, 23.707$.

Para el cambio en el bienestar real en el caso relativo, estimaremos la expresión

$$\Delta W_T(\Theta) = \Delta \mu(\Theta) \Delta E_T(\Theta),$$

donde

$$\Delta W_T(\Theta) = W_T(v_2(\Theta)) / W_T(v_{12}(\Theta)),$$

$$\Delta \mu(\Theta) = \mu(v_2(\Theta)) / \mu(v_{12}(\Theta)),$$

$$\Delta E_T(\Theta) = E_T(v_2(\Theta)) / E_T(v_{12}(\Theta)).$$

En el caso absoluto, estimaremos

$$\Delta W_Y(\lambda) = \Delta \mu(\lambda) + \Delta E_Y(\lambda),$$

donde

$$\begin{aligned}\Delta W_Y(\lambda) &= [W_Y(v_2(\lambda)) - W_Y(v_{12}(\lambda))] / W_Y(v_{12}(\lambda)), \\ \Delta \mu(\lambda) &= [\mu(y_2(\lambda)) - \mu(v_{12}(\lambda))] / W_Y(v_{12}(\lambda)), \\ \Delta E_Y(\lambda) &= [A_Y(y_2(\lambda)) - A_Y(v_{12}(\lambda))] / W_Y(v_{12}(\lambda)).\end{aligned}$$

Naturalmente, para cada h , los índices de precios que hemos utilizado proporcionan sólo una cota inferior al verdadero índice-del-coste-de-la-vida:

$$P^\#(p_1, p_2; w_1^h) \leq P(p_1, p_2; u^h, s^h).$$

Por tanto, para todo h nuestra estimación de la renta de la situación 1 a precios del invierno de 1981 es siempre mayor o igual que la actualización que se conseguiría con las construcciones teóricamente adecuadas. Es decir,

$$y_{12}^h \geq x_{12}^h.$$

Luego para todo Θ y λ , nuestras estimaciones $\Delta \mu(\Theta)$ y $\Delta \mu(\lambda)$ proporcionan una cota inferior para los verdaderos cambios en la media en términos reales. Por otra parte, si, como es de esperar, el sesgo de sustitución es mayor para los ricos que para los pobres, y las variaciones en los precios dan lugar a tasas de inflación menores para los pobres que para los ricos, como es el caso en España en este período, entonces $\Delta E_T(\Theta)$ y $\Delta E_Y(\lambda)$ proporcionan una cota superior a los verdaderos cambios en la desigualdad real. En consecuencia, no se puede afirmar nada definitivo sobre la naturaleza de nuestra aproximación a través de $\Delta W_T(\Theta)$ y $\Delta W_Y(\lambda)$.

II.4. La variable escala

Por las razones que se exponen en Ruiz-Castillo (1993), preferimos utilizar como variable escala el gasto total del hogar, que aproxima el consumo de bienes privados, en lugar de la renta total⁽³⁾. Como es sabido, en la EPF el concepto de gasto total incluye los pagos realizados por el hogar, así como una serie de imputaciones tales como el autoconsumo y el autosuministro, el salario en especie, las comidas subvencionadas en el lugar de trabajo y un alquiler de mercado, estimado por el ocupante, para las viviendas en propiedad o cedidas por varios conceptos. Sin embargo, nuestra experiencia con la EPF de 1980-81 nos indica que es mejor considerar como inversión determinados gastos discontinuos del hogar en algunos bienes duraderos que pueden distorsionar gravemente el total. En este caso se encuentran la adquisición corriente de automóviles, motocicletas y otros medios de transporte privado, así como reparaciones de la vivienda tanto en régimen de alquiler como de propiedad. Así, nuestra estimación del consumo corriente del hogar será igual al gasto total neto de esos componentes de la inversión en bienes duraderos.

Finalmente, debe advertirse que hemos utilizado siempre la información sobre factores de elevación que proporciona el INE. En consecuencia, nuestras estimaciones no serán estimaciones muestrales sino poblacionales.

III. RESULTADOS EMPIRICOS

III.1. Antecedentes para el conjunto nacional

Para interpretar debidamente los resultados, es importante comprender la interacción entre cambios en la media, cambios en la desigualdad relativa y cambios en la desigualdad absoluta. Para facilitar la exposición gráfica, supongamos que solo existen dos hogares, el pobre y el rico, cuyo gasto equivalente se denota por x^P y x^R , respectivamente. En la Figura 1, todas las distribuciones sobre la línea CC representan mayor renta media que las situadas sobre BB. A lo largo de rayos desde el origen, como R(1), la desigualdad relativa se mantiene constante; lo mismo ocurre con la desigualdad absoluta a lo largo de rayos paralelos a la bisectriz como A(1).

El paso de la situación 1 a la 2 ilustra el impacto de un cambio en la media con la desigualdad relativa constante: la desigualdad absoluta aumenta, como se refleja en el alejamiento de la bisectriz desde A(1) a A(2). El paso de la distribución 2 a la 3 ilustra cómo un aumento de la desigualdad relativa desde R(1) a R(3), sin variar la media, genera también un aumento de la desigualdad absoluta desde A(2) a A(3). Para nuestros propósitos, será útil distinguir los cuatro casos siguientes:

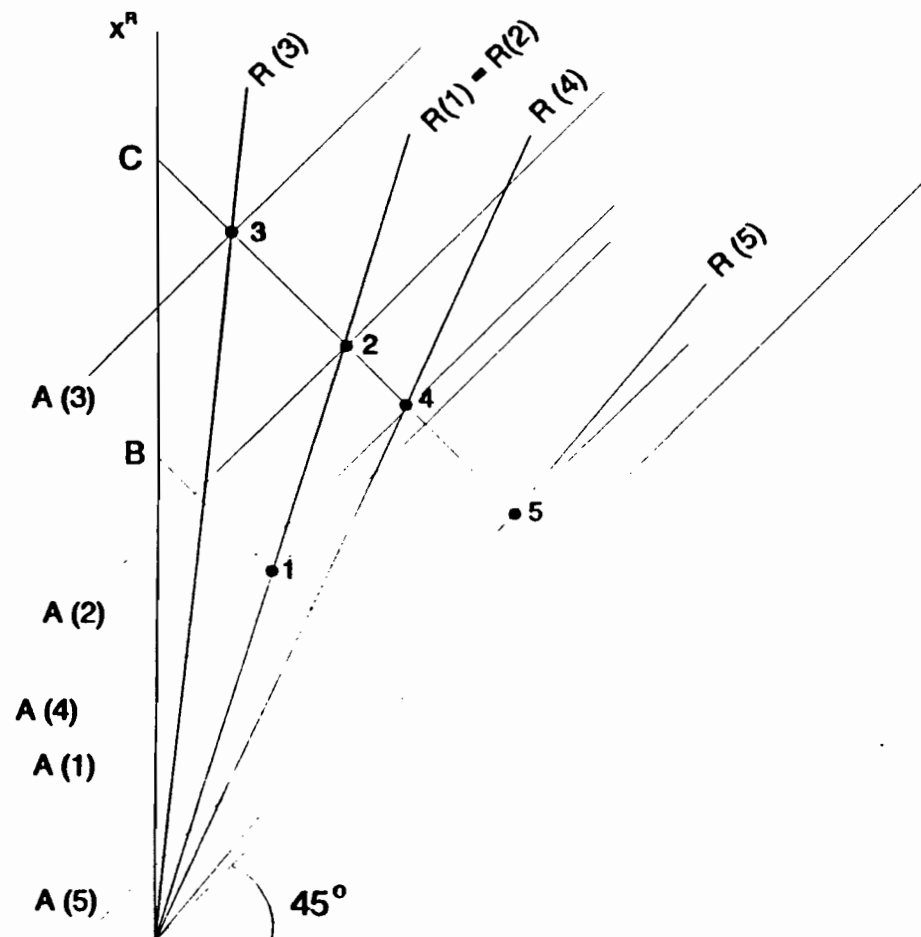
Caso I. Un incremento en la media y en la desigualdad relativa dan lugar a un incremento en la desigualdad absoluta, como en el paso de 1 a 3 en la Figura 1.

Caso II. Un descenso en la media y en la desigualdad relativa conducen a una mejora de la desigualdad absoluta, como en el paso de 3 a 1.

Caso III. Un incremento en la media acompañado de una mejora en la desigualdad relativa, dan lugar a las dos posibilidades siguientes: Caso III.A: aumento de la desigualdad absoluta, como en el paso de la distribución 1 a la 4. Caso III.B: reducción de la desigualdad absoluta, como en el paso de 1 a 5, cuando la mejora en la desigualdad relativa es suficientemente grande.

Caso IV. Un descenso de la media acompañado de un aumento de la desigualdad relativa, que se desdobla en los dos últimos subcasos: Caso IV.A: el aumento de la desigualdad relativa induce un aumento de la desigualdad absoluta, como en el paso de 5 a 1. Caso IV.B: el descenso de la media pesa más y da lugar a una mejora en la desigualdad absoluta, como en el cambio desde 4 a 1.

Para las FES con que trabajamos, en que el bienestar social depende solo de la media y la desigualdad, algunos casos anteriores conducen a predicciones definitivas. Por ejemplo, en el caso III.B aumentan



necesariamente tanto el bienestar relativo como el absoluto, mientras que lo contrario ocurre en el IV.A. Los casos I y II son inciertos: el bienestar relativo o absoluto aumentará o no dependiendo de las distribuciones concretas y los indicadores utilizados. Finalmente, mientras que en el caso III.A el bienestar relativo aumenta necesariamente, lo contrario ocurre con el caso IV.B.

Armados de esta tipología, conviene revisar los resultados fundamentales obtenidos en Ruiz-Castillo (1994c) para la partición por tamaño del hogar y para el país en su conjunto.

1. En este período, encontramos tres tipos de hogares: a precios del invierno de 1981, los hogares de una o dos personas experimentan una mejora apreciable tanto en media como en desigualdad relativa, con un leve deterioro de la desigualdad absoluta (caso I esencialmente); los hogares de seis y más miembros pierden en media y mejoran algo la desigualdad relativa, con mejoras apreciables en desigualdad absoluta (caso II); los hogares de tres a cinco personas mejoran poco la media, la desigualdad relativa y la absoluta (caso III.B).

2. Ahora bien, ¿qué ocurre cuando agregamos esta experiencia tan diversa para hablar del conjunto nacional? A medida que concedemos menor importancia a las economías de escala en el consumo dentro del hogar, en las dos EPF estudiadas la desigualdad relativa (y la absoluta) primero disminuye, alcanza un mínimo y aumenta después en una segunda fase. Cuando, además, vamos dando menos peso a los menores de 15 años en relación a las demás personas, el segundo tramo de esta relación no lineal muestra un descenso de la desigualdad. Sin embargo, cuando estudiamos la tendencia, los cambios en términos reales no se ven apenas afectados por la parametrización de las economías de escala o el peso relativo de un menor respecto de un adulto.

3. Los cambios en la media, la desigualdad relativa y la desigualdad absoluta son bastante menos favorables cuando pasamos de la distribución de hogares a la distribución de personas donde cada hogar aparece ponderado por su tamaño. Naturalmente, esto es congruente con el resultado comentado en primer lugar, donde se indica que la valoración social que nos merecen los distintos grupos está en relación inversa con el tamaño del hogar. No obstante, el impacto desfavorable es mayor aún cuando pasamos de pesetas constantes del invierno de 1981 a pesetas constantes de 1973-74.

4. En este trabajo nos centraremos en la distribución de personas a precios de la segunda situación. Para tal especificación, en el conjunto nacional se observa una estabilización o un ligero descenso de la media en términos reales y una mejora apreciable en la desigualdad relativa; se produce, por tanto, una mejora en la desigualdad absoluta. Esto es, a escala nacional, estamos en el Caso II. La mejora en la desigualdad relativa y en

la absoluta compensan la pérdida de media: el bienestar relativo aumenta en torno a un 6 %, y el absoluto entre un 7 y un 9 %.

III. 2. Los resultados para las distintas particiones

Como se indicó en la Introducción, estudiaremos las particiones por Comunidades Autónomas (CCAA), tamaño del municipio (TMUN), nivel educativo (EDC) y categoría socioeconómica (SOCIO) del sustentador principal. En el Apéndice estadístico figura la definición de esta última variable y, en los Cuadros 1 y 2, la importancia demográfica de los subgrupos en la distribución personal, así como la distribución de cada subgrupo por tamaño del hogar en ambas encuestas.

Desde el punto de vista geográfico, no hay grandes diferencias entre las dos EPF: los mayores cambios son la pérdida de población del 0.5 % en Castilla-León y la ganancia en la misma magnitud en la Comunidad de Madrid; por otra parte, los municipios de más de 50.000 habitantes ganan un 3.5 % de personas respecto del mundo rural.

El conjunto de sustentadores principales sin estudios o con sólo estudios primarios pierde un 5 % de peso demográfico, que ganan todos los grupos siguientes, desde los encabezados por un bachiller elemental hasta un titulado universitario. El problema es que nuestras estadísticas reflejan un aumento del grupo de "sin estudios" y una fuerte caída del de "estudios primarios". Posiblemente, esto se debe a una diferencia de criterios de clasificación entre las dos encuestas que ha conducido a una sobreestimación de los sustentadores principales con enseñanza primaria en 1973-74. Finalmente, en cuanto a la categoría socioeconómica, se registra una caída en los grupos agrarios y un aumento en el conjunto de los inactivos. Obreros y autónomos permanecen estables, mientras que se produce un trasbase desde la llamada clase alta a la clase media.

Los Cuadros 3 y 4 recogen, en primer lugar, la media del gasto total del hogar a precios del invierno de 1981 en la distribución de hogares. En la segunda columna se presenta la media de la distribución en que a cada persona se le asigna el gasto equivalente del hogar a que pertenece para un valor intermedio del parámetro $\Theta = 0.4$. En la tercera columna, cada persona recibe el gasto per capita de su hogar, es decir, el caso $\Theta = 1$.

Los grupos con mayor proliferación de hogares de gran tamaño, pierden posiciones respecto del conjunto nacional a medida que aumenta el valor de Θ o, lo que es lo mismo, a medida que se concede menos importancia a las economías de escala en el consumo. Este es el caso, por ejemplo, de Canarias, el País Vasco, Andalucía, los residentes en municipios de 10.000 a 50.000 habitantes, los titulados superiores, los jornaleros, los obreros, los trabajadores autónomos y los de las clases media y alta. Lo contrario ocurre, por ejemplo, en Baleares, Aragón, los

municipios de menos de 2.000 habitantes, los analfabetos, y los distintos grupos de inactivos.

En cuanto a los cambios en la media y la desigualdad en términos reales, debe recordarse que en el caso relativo el gasto equivalente del hogar se define por

$$y^h(\Theta) = x^h / (s^h)^\Theta, h = 1, \dots, H,$$

donde x^h es el gasto total -neto de determinados duraderos- y s^h es el tamaño del hogar. Así, por ejemplo, en el caso de las Comunidades Autónomas el Cuadro 5 recoge el cociente de las medias y de los índices relativos de igualdad de Theil de las distribuciones en que cada persona recibe el gasto equivalente de su hogar para los valores de $\Theta = 0.2, 0.4, 0.6$ y 1.0 . Para $\Theta = 0.4$, por ejemplo, el Cuadro 5 indica que en el conjunto nacional la media ha mejorado un 0.51% y la desigualdad relativa un 4.94% , mientras que en Andalucía han mejorado un 4.27% y un 5.31% respectivamente.

En el caso absoluto, el gasto equivalente del hogar se define por

$$y^h(\lambda) = x^h - \lambda(s^h - 1), h = 1, \dots, H,$$

donde λ es un parámetro que se interpreta como el coste de un adulto equivalente. Como se indica en Ruiz-Castillo (1994c), para valores demasiado altos de λ la desigualdad absoluta, medida a través de la familia de índices de Kolm-Pollack, subía bruscamente hasta generar valores negativos de bienestar social difíciles de interpretar. Aquí se ofrecen resultados para valores de $\lambda = 15.000, 45.000$ y 75.000 pesetas, que equivalen a economías de escala en el consumo fuertes e intermedias, respectivamente. En cuanto al parámetro γ de aversión a la desigualdad absoluta, todas las estimaciones se refieren a un valor intermedio igual a $5 \cdot 10^{-6}$. Tomando de nuevo las Comunidades Autónomas como ejemplo, en el Cuadro 6 se ofrece la variación porcentual de la media y la desigualdad absoluta en relación al bienestar en 1973-74. Así, para $\lambda = 45.000$, mientras que en el conjunto nacional se ha experimentado una pérdida del 0.76% en media y una mejora de la desigualdad absoluta de un 8.51% , en Andalucía la media aumentó en un 6.5% y la desigualdad absoluta mejoró en un 4.43% .

Para esta partición, resulta útil clasificar los cambios conjuntos en media, desigualdad relativa y desigualdad absoluta en los tres grupos siguientes. En el primero, todo es favorable: aumenta la media y mejora la desigualdad en ambos sentidos. Es el caso III.A de la Figura 1 en que se encuentran Aragón, Extremadura, Andalucía y, a cierta distancia, la Comunidad Valenciana. En el segundo grupo mejoran la media y la desigualdad relativa, pero hay un aumento en la desigualdad absoluta. Es el caso III.B, donde figuran Galicia, Murcia, Navarra, Castilla-León y

Asturias. En el tercer grupo, también se registra una mejora en la desigualdad relativa, pero acompañado de un descenso en la media. En consecuencia -es el caso II- se produce un descenso en la desigualdad absoluta. Esta es también la situación de las Comunidades restantes, excepto Baleares que es la única en que aumenta la desigualdad relativa; como en esta última aumenta ligeramente la media -caso I-, empeora necesariamente su desigualdad absoluta.

Los Cuadros 7 y 8 se dedican a la partición por TMUN. En todos los subgrupos mejora la desigualdad relativa de forma bastante uniforme. Sin embargo, el cambio en la media es tanto más favorable cuanto menor es el tamaño del municipio. En consecuencia, la evolución de la desigualdad absoluta es de signo contrario: tanto peor cuanto menor es el tamaño.

En la partición por EDC, a la que se refieren los Cuadros 9 y 10, el grueso de la población, encuadrada en los niveles de educación más bajos -analfabetos, sin estudios y enseñanza primaria- experimentan una mejora en la desigualdad relativa suficientemente fuerte para compensar el aumento de su media (caso III.A). En los niveles superiores, donde la mejora en desigualdad relativa va acompañada de una pérdida de gasto medio, la desigualdad absoluta desciende (caso II).

En la partición por SOCIO, los Cuadros 11 y 12 indican que obreros, autónomos y clase media no sufren apenas variación en la media; así, la mejora en la desigualdad relativa conduce a un descenso de la desigualdad absoluta. Para los jornaleros y otros inactivos, el aumento en media pesa más que el de la igualdad relativa, por lo que su desigualdad absoluta aumenta. Agrarios sin asalariados y clase alta mejoran tanto en desigualdad relativa que compensan sensibles mejoras en gasto medio (caso III.A); finalmente, para el grueso de los inactivos y los activos sin clasificar, una gran mejora en desigualdad relativa, junto a pérdidas en media, conduce también a descensos de la desigualdad absoluta (caso II).

Los comentarios anteriores ponen de manifiesto la interacción entre los cambios en la media y la desigualdad de ambos tipos, pero ¿qué ocurre en términos del bienestar agregado relativo o absoluto? La respuesta está en los Cuadros 13 a 16.

Por supuesto, Aragón, Extremadura, Andalucía y la Comunidad Valenciana -esta última en la media nacional- tienen ganancias en el bienestar relativo y en el absoluto. Castilla-León, Galicia, Murcia y Navarra, que mejoran en bienestar relativo, experimentan tal aumento de la media que compensan el aumento en desigualdad absoluta para finalizar con notables incrementos en bienestar absoluto también. En el otro extremo, Canarias y Cataluña sufren fuertes pérdidas en bienestar relativo y absoluto. Cantabria queda, junto a la Comunidad Valenciana, en torno a la media nacional, mientras que el resto de las Comunidades del caso II -Castilla-La Mancha, Madrid, País Vasco y La Rioja- junto con Asturias y Baleares quedan por debajo del conjunto nacional.

Como era de esperar, el aumento del bienestar por ambos conceptos es inversamente proporcional al tamaño del habitat, con los municipios inferiores (mayores) a 10.000 habitantes por encima (debajo) del país en su conjunto. La ordenación de acuerdo con el nivel educativo también es clara: fuertes mejoras para analfabetos, mejoras cercanas al conjunto nacional para el gran colectivo de sin estudios y enseñanza primaria, y pérdidas en bienestar relativo para todos los niveles restantes, levemente paliadas por ligeras mejoras en bienestar absoluto para los titulados universitarios.

A la vista de los resultados anteriores, el hecho más difícil de entender es la enorme mejora atribuida a la clase alta. La explicación hay que buscarla en la heterogeneidad de este conjunto, donde queda clasificado entre el 7 y el 8 % de la población. Así, en 1973-74 un 50 % de la clase alta pertenecía a los grupos educativos con enseñanza primaria o sin estudios, que continuaban representando el 35 % en 1980-81. Al otro extremo, el 27 % -o el 40% en 1980-81- de los sustentadores principales de clase alta eran titulados superiores. Pues bien, las mejoras de los primeros han compensado, con creces, las pérdidas de los segundos. Por lo demás, dentro de la partición por la categoría socioeconómica, los agricultores sin asalariados y el importante grupo de los retirados -junto a los rentistas y el resto de los inactivos- han contribuido muy positivamente a la mejora general. Sin embargo, la clase media, los autónomos y los obreros quedan por debajo de la media nacional.

En el apartado anterior ya pusimos de manifiesto que, cuando estudiamos la tendencia a escala nacional, los cambios en términos reales no se ven apenas afectados por la parametrización de las economías de escala o el peso relativo de un menor respecto de un adulto. *A priori*, las particiones por factores geográficos deben estar menos afectadas por el peso que concedamos al tamaño del hogar que las particiones por factores socioeconómicos. En efecto, la distribución por tamaños del hogar dentro de las Comunidades Autónomas o los municipios de distintos tamaños parecen ser suficientemente similares al conjunto nacional para que este factor no afecte la robustez de los resultados anteriores. Así, sólo en Asturias, Navarra y los municipios menores de 2.000 habitantes se registran oscilaciones significativas en función de los parámetros Θ y λ .

Este no es el caso de las demás particiones, donde los órdenes de magnitud de los resultados pueden depender de la importancia concedida a las economías de escala en el consumo. Si revisamos la experiencia, por ejemplo, de analfabetos, bachilleres superiores o titulados superiores, y todos los grupos de inactivos, comprobaremos que las comparaciones para estas particiones dependen fuertemente de los juicios implícitos en los valores de Θ y λ que se consideren.

III. 3. Factores explicativos del bienestar social

En general, para cualquier partición, el bienestar a escala nacional es algo más que la suma ponderada del bienestar dentro de los distintos subgrupos. Debe tenerse también en cuenta la pérdida social ocasionada por la desigualdad entre los mismos. Así, para el índice de Theil y las particiones $k = \text{CCAA, TMUN, EDC y SOCIO}$, hemos estimado

$$W_T(v(\Theta)) = \Omega_T^k(\Theta) - B_T^k(\Theta) \\ = \sum_k [S^k/S] [W_T(v^k(\Theta))] - \mu(v(\Theta)) I_T(\mu_v^1(\Theta), \dots, \mu_v^K(\Theta)),$$

donde $I_T(\mu_v^1(\Theta), \dots, \mu_v^K(\Theta))$ mide la desigualdad de la distribución en que cada persona recibe la media del subgrupo k al que su hogar pertenece. Para la partición por tamaño del hogar, la dependencia del parámetro Θ se hace explícita:

$$W_T(v(\Theta)) = \Omega_T^m(\Theta) - B_T^m(\Theta) = \sum_m [S^m/S] [W_T(x^m)/m^\Theta] - \mu(v(\Theta)) I_T(\mu_v^*(\Theta)).$$

A su vez, para el índice absoluto de Kolm-Pollack y una partición cualquiera en $k = 1, \dots, K$ subgrupos,

$$W_Y(v(\lambda)) = \Omega_Y^k(\lambda) - B_Y^k(\lambda) = \sum_k [S^k/S] W_Y(v^k(\lambda)) - A_Y(\zeta_v^1(\lambda), \dots, \zeta_v^K(\lambda)),$$

donde $A_Y(\zeta_v^1(\lambda), \dots, \zeta_v^K(\lambda))$ mide la desigualdad de la distribución en que cada persona recibe el gasto-equivalente-igualmente-distribuido del subgrupo k al que su hogar pertenece. En el caso de la partición por tamaño del hogar, el bienestar ponderado dentro de los subgrupos es independiente del parámetro λ :

$$W_Y(v(\lambda)) = \Omega_Y^m - D_Y^m(\lambda) - B_Y^m(\lambda) \\ = \sum_m [S^m/S] W_Y(x^m) - \sum_m [S^m/S] \lambda^{(m-1)} - A_Y(\zeta_v^*(\lambda)).$$

Naturalmente, una de las razones de trabajar con índices aditivamente descomponibles es estimar qué papel juegan en la explicación del bienestar global las diferencias entre los subgrupos de distintas particiones. Para ello, habitualmente se comparan los términos $B_T^k(\cdot)$ para cada partición en un año dado. La información relevante se encuentra en los Cuadros 17 y 18.

Sin embargo, como se indicó en el apartado II.2, para evitar que nuestras estimaciones estén excesivamente contaminadas por la parametrización en términos de Θ y λ , sugerimos aplicar la

descomponibilidad de nuestros indicadores al término Ω^m . Así, en el caso relativo tenemos

$$\begin{aligned}\Omega_T^m(\Theta) &= \Omega_T^{m_k}(\Theta) - B_T^{k \rightarrow m}(\Theta) \\ &= \sum_{m_k} [S^{m_k}/S] [W_T(x^{m_k})/m^\Theta] - \sum_m [S^m/S] [\mu(x^m)/m^\Theta] L_T^{m_k},\end{aligned}$$

donde $L_T^{m_k}$ es la desigualdad de la distribución en que a cada persona se le asigna la media de los hogares de tamaño m en el subgrupo k . En el caso absoluto,

$$\Omega_Y^m = \Omega_Y^{m_k} - B_Y^{k \rightarrow m} = \sum_{m_k} [S^{m_k}/S] W_Y(x^{m_k}) - \sum_m [S^m/S] A_Y^{m_k},$$

donde $A_Y^{m_k}$ es la desigualdad de la distribución en que a cada persona se le asigna el gasto-equivalente-igualmente-distribuido de los hogares de tamaño m en el subgrupo k . En consecuencia, los términos $B_T^{k \rightarrow m}(\Theta)$ y $B_Y^{k \rightarrow m}$ miden, en el caso relativo y absoluto, respectivamente, la pérdida de bienestar atribuible a la desigualdad entre los subgrupos de la partición k .

Las estimaciones de estos dos términos y sus componentes $L_T^{m_k}$ y $A_Y^{m_k}$, se encuentran en el Cuadro 19. Para facilitar su interpretación, los expresaremos en porcentaje respecto de $\Omega_T^m(\Theta)$ y Ω_Y^m , respectivamente:

		$B_T^{k \rightarrow m}(\Theta)/\Omega_T^m(\Theta)$	$B_Y^{k \rightarrow m}/\Omega_Y^m$			$B_T^{k \rightarrow m}(\Theta)/\Omega_T^m(\Theta)$	$B_Y^{k \rightarrow m}/\Omega_Y^m$
		$\Theta = 0.4$	$\Theta = 1.0$			$\Theta = 0.4$	$\Theta = 1.0$
<u>1973-74</u>				<u>1980-81</u>			
CCAA	2.88	3.04	6.15	CCAA	1.30	0.34	3.91
TMUN	2.63	2.88	3.92	TMUN	1.58	1.64	1.91
EDC	6.33	6.71	7.75	EDC	4.74	4.93	7.65
SOCIO	4.90	5.18	6.82	SOCIO	4.38	4.53	6.67

Las conclusiones más importantes que se extraen de esta información son las siguientes: 1) en ambos años, y tanto en el caso relativo como en el absoluto, las variables socioeconómicas -sobre todo el nivel educativo del sustentador principal- tienen mayor poder explicativo que las geográficas; 2) éstas últimas pierden importancia con el paso del tiempo durante este período; 3) todos los porcentajes son muy pequeños, lo cual quiere decir que la pérdida de bienestar atribuible a la desigualdad entre las Comunidades Autónomas, entre los tamaños del municipio, entre los

niveles educativos y entre las categorías socioeconómicas del sustentador principal, es de un orden de magnitud muy reducido.

En un intento por encontrar interacciones entre las cuatro características, se construyeron tres variables más: **GEO**, que consiste en dividir las 17 Comunidades Autónomas entre municipios urbanos (más de 50.000 habitantes) y rurales; **EDSO**, que combina EDC y SOCIO en 12 subgrupos de la forma que se indica en el Apéndice estadístico, y **EDSOTM** que divide ésta variable entre municipios urbanos y rurales para alcanzar 24 subgrupos. Los resultados para el índice de Theil son los siguientes:

	$B_T^{k \rightarrow m}(\Theta) / \Omega_T^m(\Theta)$			$B_T^{k \rightarrow m}(\Theta) / \Omega_T^m(\Theta)$	
	$\Theta = 0.4$	$\Theta = 1.0$		$\Theta = 0.4$	$\Theta = 1.0$
<u>1973-74</u>			<u>1980-81</u>		
GEO	4.50	4.66	GEO	2.67	2.65
EDSOC	6.57	7.05	EDSOC	4.95	5.22
EDSOTM	7.27	7.78	EDSOTM	5.27	5.53

Se confirma la conclusión esencial: las desigualdades entre subgrupos ocasionan pérdidas de bienestar que apenas disminuyen la suma ponderada del bienestar dentro de los mismos.

Por último, cabe preguntar cómo se desdobra la mejora del bienestar para el país en su conjunto en cambios del bienestar dentro de los subgrupos, cambios causados por la desigualdad entre los subgrupos y determinados ajustes demográficos que se presentan a continuación. En el caso relativo, tendremos

$$\Delta W_T(\Theta) = \Delta \Omega_T^{m_k}(\Theta) + \Delta F_T^{m_k}(\Theta) + \Delta B_T^{k \rightarrow m}(\Theta) + \Delta B_T^m(\Theta),$$

donde

$$\Delta \Omega_T^{m_k}(\Theta) = \sum_{m_k} [S_1^{m_k} / S_1] [\Delta W_T(x^{m_k}) / m^\Theta]$$

$$\Delta B_T^{k \rightarrow m}(\Theta) = \sum_m (S_1^m / S_1) (\mu(x_1^m) / m^\Theta) \Delta L_T^{m_k}$$

$$\begin{aligned} \Delta F_T^{m_k}(\Theta) = & \sum_{m_k} [(S_2^{m_k} / S_2) - (S_1^{m_k} / S_1)] [W_T(x_2^{m_k}) / m^\Theta] \\ & + \sum_m [(S_2^m / S_2) (\mu(x_2^m) / m^\Theta)] - [(S_1^m / S_1) (\mu(x_1^m) / m^\Theta)] L_T^{m_k} \end{aligned}$$

$$\Delta B_T^m(\Theta) = B_{T1}^m(\Theta) - B_{T2}^m(\Theta).$$

En el caso absoluto,

$$\Delta W_Y(\lambda) = \Delta \Omega_Y^{m_k} + \Delta B_Y^{k \rightarrow m} + \Delta F_Y^{m_k} + \Delta D_Y^m(\lambda) + \Delta B_Y^m(\lambda),$$

donde

$$\Delta \Omega_{\gamma}^{m_k} = \sum_{m_k} [S_1^{m_k}/S_1] [\Delta W_{\gamma}(x^{m_k})]$$

$$\Delta B_{\gamma}^{k \rightarrow m} = \sum_m (S_1^m/S_1) \Delta A_{\gamma}^{m_k}$$

$$\Delta F_{\gamma}^{m_k} = \sum_{m_k} [(S_2^{m_k}/S_2) - (S_1^{m_k}/S_1)] W_{\gamma}(x_2^{m_k}) + \sum_m [(S_2^m/S_2) - (S_1^m/S_1)] A_{T2}^{m_k}$$

$$\Delta D_{\gamma}^m(\lambda) = D_{\gamma 1}^m(\lambda) - D_{\gamma 2}^m(\lambda)$$

$$\Delta B_{\gamma}^m(\lambda) = B_{\gamma 1}^m(\lambda) - B_{\gamma 2}^m(\lambda).$$

Los resultados en el caso relativo, en porcentajes de cambio, son los siguientes:

	$\Delta W_T = \Delta \Omega_T^{m_k} + \Delta F_T^{m_k} + \Delta B_T^{k \rightarrow m} + \Delta B_T^m$					$\Delta W_T = \Delta \Omega_T^{m_k} + \Delta F_T^{m_k} + \Delta B_T^{k \rightarrow m} + \Delta B_T^m$				
	$\Theta = 0.4$					$\Theta = 1.0$				
CCAA	5.48	=	3.51	+	0.34	+	1.30	+	0.33	
TMUN	5.48	=	3.01	+	1.13	+	1.01	+	0.33	
EDC	5.48	=	1.72	+	2.04	+	1.39	+	0.33	
SOCIO	5.48	=	5.34	-	0.52	+	0.33	+	0.33	
GEO	5.48	=	1.85	+	1.47	+	1.83	+	0.33	
EDSO	5.48	=	0.76	+	2.99	+	1.40	+	0.33	
EDSOTM	5.48	=	-0.11	+	3.49	+	1.77	+	0.33	
	6.45	=	4.88	+	0.91	+	1.40	-	0.74	
	6.45	=	4.15	+	1.91	+	1.13	-	0.74	
	6.45	=	2.66	+	3.17	+	1.36	-	0.74	
	6.45	=	6.77	+	0.17	+	0.25	-	0.74	
	6.45	=	3.21	+	2.11	+	1.87	-	0.74	
	6.45	=	1.92	+	3.89	+	1.38	-	0.74	
	6.45	=	1.06	+	4.34	+	1.79	-	0.74	

En el caso absoluto, en porcentaje sobre el bienestar en 1973-74 (donde λ está expresado en miles de pesetas), tenemos:

	$\Delta W_{\gamma} = \Delta \Omega_{\gamma}^{m_k} + \Delta B_{\gamma}^{k \rightarrow m} + \Delta F_{\gamma}^{m_k} + \Delta D_{\gamma}^m + \Delta B_{\gamma}^m$						$\Delta W_{\gamma} = \Delta \Omega_{\gamma}^{m_k} + \Delta B_{\gamma}^{k \rightarrow m} + \Delta F_{\gamma}^{m_k} + \Delta D_{\gamma}^m + \Delta B_{\gamma}^m$					
	$\lambda = 15.000$						$\lambda = 75.000$					
CCAA	6.76	=	3.29	+	2.37	+	0.33	+	0.22	+	0.56	
TMUN	6.76	=	4.09	+	1.30	+	0.58	+	0.22	+	0.56	
EDC	6.76	=	5.42	-	0.53	+	1.09	+	0.22	+	0.56	
SOCIO	6.76	=	9.03	-	2.25	-	0.80	+	0.22	+	0.56	
	9.62	=	5.48	+	3.95	+	0.54	+	1.85	-	2.20	
	9.62	=	6.83	+	2.17	+	0.97	+	1.85	-	2.20	
	9.62	=	9.04	-	0.89	+	1.81	+	1.85	-	2.20	
	9.62	=	15.06	-	3.76	-	1.32	+	1.85	-	2.20	

En primer lugar, se observará que la mejora en la desigualdad entre Comunidades Autónomas y municipios de distinto tamaño, junto con la mejora de la desigualdad entre tamaños del hogar, explican cerca del 35 % del cambio en el bienestar. No es este el caso de las demás variables; en concreto, hay una pérdida de bienestar absoluto debido al empeoramiento de la desigualdad entre los niveles educativos y, sobre todo, entre las categorías socioeconómicas.

En segundo lugar, es interesante señalar que, a medida que las economías de escala pierden importancia, la desigualdad entre los

tamaños del hogar pasa de mejorar a empeorar, mientras que, en valor absoluto, aumenta la diferencia de la desigualdad entre los subgrupos de las restantes particiones.

En tercer lugar, los ajustes demográficos juegan un papel menor para las variables geográficas que para las socioeconómicas. En la variable conjunta EDSOTM, este factor explica más del 60 % del aumento en el bienestar relativo. A este respecto, conviene recordar que al menos parte del cambio en la estructura demográfica de los subgrupos puede deberse a cambios en los criterios de clasificación entre ambas encuestas. Esto ocurre, con casi total seguridad, en la variable EDC.

CONCLUSIONES

Las EPF realizadas por los Institutos oficiales de Estadística proporcionan la mejor fuente de datos para analizar la evolución del nivel de vida en cualquier país. En Ruiz-Castillo (1994b) se propuso un marco conceptual para la evaluación social en términos reales de las distribuciones de renta o gasto de poblaciones heterogéneas en puntos distintos del tiempo o el espacio. En Ruiz-Castillo (1994c) se aplicó este enfoque para comparar las EPF españolas de 1973-74 y 1980-81. El estudio se centraba en la partición esencial por número de miembros del hogar y en los problemas clásicos de agregación de hogares con distinto tamaño cuyas necesidades se supone que son distintas.

En este trabajo se estudian las particiones por Comunidad Autónoma, tamaño del municipio, nivel de educación y categoría socioeconómica del sustentador principal. Para aproximar el nivel de vida del hogar, se utiliza su gasto total, neto de determinados gastos de inversión. La distribución objeto de estudio, es aquella en que a cada persona se le asigna el gasto equivalente del hogar al que pertenece. Se emplean indicadores de bienestar social que dependen sólo de la media y de un índice de desigualdad relativo o absoluto. Junto a los axiomas habituales, el requisito de la descomponibilidad aditiva conduce a un sólo índice relativo y a una familia de índices absolutos de la que se selecciona un sólo miembro.

Según el Índice General de Precios de Consumo, durante este período la economía española sufrió una inflación del 322 %. Como los cambios en los precios relativos afectan de manera distinta a hogares con diferentes pautas de consumo, ambas distribuciones se expresan en pesetas constantes del invierno de 1981 con ayuda de índices de precios específicos para cada hogar.

Metodológicamente, lo más destacable es el intento de deslindar al máximo las conclusiones obtenidas de la forma de parametrizar el peso que se desee conceder a las economías de escala en el consumo. En el análisis empírico se clarifica también la interacción entre cambios en la media, la desigualdad relativa y la desigualdad absoluta. Sin embargo, la mayor aportación de este trabajo tal vez radique en la mejora del conocimiento empírico de determinados aspectos distributivos en España, durante un período difícil caracterizado por la primera crisis del petróleo y el cambio de régimen político.

Para el conjunto nacional, se observa una estabilización o un ligero descenso de la media en términos reales y una mejora apreciable en la desigualdad relativa; esto ocasiona, necesariamente, una mejora en la desigualdad absoluta. Las mejoras en la desigualdad compensan la pérdida en media: el bienestar relativo aumenta en torno a un 6 %, y el absoluto entre un 7 y un 9 %. Esta tendencia es robusta a la parametrización del tamaño del hogar en la definición del gasto equivalente.

Estos resultados globales no son uniformes en la partición esencial: los hogares de menor tamaño experimentan una mejora apreciable tanto en media como en desigualdad relativa, con un leve deterioro de la desigualdad absoluta; en todo caso, aumentan considerablemente tanto su bienestar relativo como el absoluto. Los hogares de seis y más miembros pierden en media y mejoran algo la desigualdad relativa, con mejoras apreciables en desigualdad absoluta; sin embargo, desde ocho miembros en adelante, se experimentan pérdidas en bienestar relativo y absoluto. El grupo mayoritario de hogares de tres a cinco personas mejoran poco la media, la desigualdad relativa y la absoluta, pero registran mejoras de bienestar cercanas a las estimaciones citadas para el conjunto nacional.

La cuestión es: ¿qué valoración social nos merece la evolución en otros subgrupos de la población? Las conclusiones más importantes, centradas en los cambios en el bienestar, son las siguientes:

1. Aragón, Extremadura, Andalucía y la Comunidad Valenciana -esta última en la media nacional- tienen ganancias en el bienestar relativo y en el absoluto. Castilla-León, Galicia, Murcia y Navarra, que mejoran considerablemente en bienestar relativo, experimentan tal aumento de la media que compensan el aumento en desigualdad absoluta para finalizar también con notables incrementos en bienestar absoluto. La experiencia más negativa es la de Canarias y Cataluña, que sufren fuertes pérdidas en ambos tipos de bienestar. Cantabria se sitúa, junto a la Comunidad Valenciana, en torno a la media nacional, mientras que el resto de las Comunidades -Castilla-La Mancha, Madrid, País Vasco y La Rioja- junto con Asturias y Baleares quedan, aproximadamente, cinco puntos por debajo del conjunto nacional (véase el Cuadro 13).

2. En este período, la mejora en el bienestar tiene un fuerte componente rural: cuanto menor es el tamaño del habitat, mayores son las ganancias en media; siendo la mejora en desigualdad relativa bastante uniforme en esta partición, se explica la relación inversa entre el aumento del bienestar relativo y el tamaño del municipio. Por otra parte, aunque en los municipios pequeños empeora la desigualdad absoluta, el aumento en media conduce también a mejoras en bienestar absoluto por encima del conjunto nacional (véase el Cuadro 14).

3. La ordenación de acuerdo con el nivel educativo también es clara: fuertes mejoras para analfabetos; mejoras cercanas al conjunto nacional para el gran colectivo de sin estudios y enseñanza primaria, y pérdidas en bienestar relativo para todos los demás niveles, levemente paliadas por ligeras mejoras en bienestar absoluto para los titulados universitarios (véase el Cuadro 15).

4. En cuanto a la categoría socioeconómica, lo más notable es la enorme mejora atribuida a la clase alta. La evolución favorable de un fuerte contingente perteneciente a los grupos educativos con enseñanza

primaria o sin estudios, compensan las pérdidas de un grupo igualmente numeroso de titulados superiores. Por lo demás, los agricultores sin asalariados y el importante grupo de los retirados -junto a los rentistas y el resto de los inactivos- han contribuido muy positivamente a la mejora general. Sin embargo, la clase media, los autónomos y los obreros quedan por debajo de la media nacional (véase el Cuadro 16).

5. Es preciso matizar hasta qué punto las conclusiones anteriores son robustas a la parametrización que reciba el tamaño del hogar. Las particiones en función de las dos variables geográficas están menos afectadas por este factor. Este no es el caso de las demás particiones donde, por ejemplo, los resultados para analfabetos, bachilleres superiores o titulados superiores, y todos los grupos de inactivos, dependen apreciablemente de los juicios de valor implícitos en la importancia que se conceda a las economías de escala en el consumo.

6. En ambos años, y tanto en el caso relativo como en el absoluto, las variables socioeconómicas -y, en especial, el nivel educativo del sustentador principal- tienen mayor poder explicativo que las geográficas que, además, pierden importancia desde 1973-74 a 1980-81. Sin embargo, el hecho más sobresaliente es que la pérdida de bienestar atribuible a la desigualdad entre los subgrupos de las distintas particiones tiene escaso peso en la explicación del bienestar global en ambos años. Así, por ejemplo, aún combinando el nivel educativo con la categoría socioeconómica y el tamaño municipal en una partición de 24 subgrupos, sólo es posible explicar menos del 8% del bienestar relativo dentro de la partición por tamaño del hogar. En consecuencia, para aumentar el bienestar a escala nacional, es preciso que se generen mejoras en la media y/o disminuciones de la desigualdad dentro de las Comunidades Autónomas, los tamaños del municipio, los niveles educativos y/o las categorías socioeconómicas.

7. La mejora en la desigualdad entre tamaños municipales y, sobre todo, entre Comunidades Autónomas, explica parte importante del cambio en el bienestar en este período. Junto con la mejora experimentada en la desigualdad entre tamaños del hogar, estos factores explican cerca del 35 % del aumento del bienestar. Este no es el caso de las variables socioeconómicas, para las que la desigualdad absoluta entre subgrupos empeora en este período.

Con todo, la mayor parte del cambio en bienestar se debe a cambios dentro de los subgrupos de las distintas particiones. Pero dentro de este componente, los cambios en la estructura demográfica de las variables socioeconómicas son responsables de buena parte de la explicación. En el caso del nivel educativo, el cambio de criterios de clasificación entre ambas encuestas debe estar en el origen de esta situación.

NOTAS

(1) Véase, por ejemplo, Coulteret *al* (1992a) o Ruiz-Castillo (1994a). Dentro de la amplia literatura que ofrece una visión distinta, citaremos solamente a Slesnick (1991, 1993).

(2) Esta propuesta se debe originalmente a Coulteret *al* (1992a, 1992b)

(3) En esto seguimos a Slesnick (1991, 1993) que ha defendido la utilización del consumo corriente como la mejor medida del nivel de vida.

BIBLIOGRAFIA

Blackorby, C., D. Donaldson and M. Auersperg (1981), "A New Procedure for the Measurement of Inequality Within and Among Population Subgroups," *Canadian Journal of Economics*, **14**: 665-685.

Coulter, F., F. Cowell and S. Jenkins (1992a), "Differences in Needs and Assessment of Income Distributions," *Bulletin of Economic Research*, **44**: 77-124.

Coulter, F., F. Cowell and S. Jenkins (1992b), "Equivalence Scale Relativities and the Extent of Inequality and Poverty," *Economic Journal*, **102**: 1067-1082.

Higuera, C. and J. Ruiz-Castillo (1992), "Indices de precios individuales para la economía española con base en 1976 y 1983," División de Economía, Universidad Carlos III de Madrid, Documento de Trabajo, 92-07. 47-56.

Ruiz-Castillo (1993), "La distribución del gasto en España de 1973-74 a 1980-81," en L. Gutierrez y. J. Almunia (ed), *La distribución de la renta y la riqueza*, Argenteria, Madrid.

Ruiz-Castillo, J. (1994a), "Difficulties in the Use of Equivalence Scales for Normative Purposes," en O. Ekert-Jaffé (ed), *Standards of Living and Families*, John Libbey Eurotext.

Ruiz-Castillo, J. (1994b), "A Complete Model for Welfare Analysis," Universidad Carlos III de Madrid, Working Paper 94-06, Economic Series 02.

Ruiz-Castillo, J. (1994c), "The Evolution of the Standard of Living in Spain, 1973-74 to 1980-81," Universidad Carlos III de Madrid, Working Paper, 94-10, Economic Series 04.

Slesnick, D. (1991), "The Standard of Living in the United States," *Review of Income and Wealth*, Series 37, Number 4: 363-386.

Slesnick, D. (1993), "Gaining Ground: Poverty in the Postwar United States," *Journal of Political Economy*, **10**: 1-38.

APENDICE ESTADISTICO

Definición de la variable SOCIO en términos de las categorías socioeconómicas empleadas por el INE

SOCIO

- 1 Empresarios agrarios sin asalariados (categoría 2 del INE)
- 2 Resto de activos agrarios (4)
- 3 Obreros no agrarios y resto de los trabajadores de los servicios (10)
- 4 Empresarios no agrarios sin asalariados y trabajadores independientes (6)
- 5 Empresarios agrarios con asalariados; Cuadros medios y resto del personal administrativo, comercial y técnico; Contramaestres, capataces y jefes de grupo no agrarios; Profesionales de las Fuerzas Armadas (1, 8, 9, 11)
- 6 Directores, gerentes y personal titulado agrario; Empresarios no agrarios con asalariados y profesionales liberales con o sin asalariados; Directores, gerentes y cuadros superiores no agrarios (3, 5, 7)
- 7 Activos no clasificados (12)
- 8 Retirado, pensionista, jubilado (13 y 5 en la Relación con la actividad económica)
- 9 Rentista (13 y 6 en la Relación con la actividad económica)
- 10 Otros inactivos: amas de casa, estudiantes, etc. (13 y 7 en la Relación con la actividad económica)

Definición de la variable EDSO en términos de versiones reducidas de las variables originales EDC y SOCIO

EDSO = EDCR x SOCIOR = 12 subgrupos, donde

EDCR = 1 si EDC = 1 (analfabetos)
 = 2 si EDC = 2, 3 (sin estudios y enseñanza primaria)
 = 3 si EDC = 4, 5, 6, 7, 8 (resto de niveles educativos);

SOCIOR = 1 si SOC = 1, 2 (activos agrarios)
 = 2 si SOC = 3, 4, 7 (obreros, autónomos y activos sin clasificar)
 = 3 si SOC = 5, 6 (clase media y clase alta)
 = 4 si SOC = 8, 9, 10 (inactivos).

CUADRO 1. Distribución personal en las distintas particiones, y distribución de cada subgrupo por tamaño del hogar: EPF de 1973-74

CCAA	PERSONAS	DIST. %	Número de miembros del hogar										TOTAL
			1	2	3	4	5	6	7	8	9 +		
Andalucía	5,850,788	17.2	1.8	9.8	12.5	19.2	20.5	15.0	10.1	4.3	6.8	100.0	
Aragón	1,130,563	3.3	2.7	14.2	20.2	27.2	18.3	10.2	3.8	1.5	1.7	100.0	
Asturias	1,022,835	3.0	1.8	9.1	18.4	26.5	18.3	12.1	6.5	4.6	2.7	100.0	
Baleares	583,540	1.7	3.5	15.3	21.7	22.2	20.3	9.0	4.4	1.7	1.9	100.0	
Canarias	1,197,420	3.5	1.3	7.4	11.8	19.7	17.8	16.6	10.5	6.6	8.3	100.0	
Cantabria	460,676	1.4	3.2	9.7	14.2	28.0	19.2	14.1	6.0	4.5	1.0	100.0	
Castilla-León	2,494,455	7.3	2.6	13.6	16.1	21.4	19.3	11.7	7.1	3.8	4.4	100.0	
Castilla-La Mancha	1,580,161	4.6	2.4	13.3	14.3	26.2	20.1	11.6	5.5	4.1	2.6	100.0	
Cataluña	5,410,375	15.9	1.9	11.2	17.1	26.7	18.9	13.8	6.0	2.7	1.6	100.0	
Comunidad Valenciana	3,204,797	9.4	2.6	11.9	17.3	27.6	20.3	11.9	5.3	1.6	1.5	100.0	
Extremadura	1,053,759	3.1	2.5	12.7	16.0	22.0	17.8	13.0	7.7	3.3	5.1	100.0	
Galicia	2,518,306	7.4	2.8	10.1	16.0	20.2	19.0	14.7	7.8	5.1	4.3	100.0	
Madrid	4,068,157	11.9	2.5	10.6	16.8	25.1	21.5	11.4	5.6	3.2	3.2	100.0	
Murcia	823,413	2.4	1.5	9.9	15.8	27.4	19.3	14.3	5.7	4.5	1.7	100.0	
Navarra	458,871	1.3	2.0	11.0	13.8	21.8	19.1	11.4	8.4	9.2	3.3	100.0	
País Vasco	2,007,511	5.9	1.4	8.1	13.7	25.9	21.4	14.9	5.9	4.0	4.8	100.0	
La Rioja	228,923	0.7	2.8	11.4	18.4	25.7	17.9	13.2	6.9	1.3	2.4	100.0	
Conjunto Nacional	34,094,550	100.0	2.2	10.9	15.7	23.9	19.8	13.2	6.9	3.6	3.7	100.0	

TMUN	PERSONAS	DIST. %	1	2	3	4	5	6	7	8	9 +	TOTAL
Menos de 2,000 hab.	3,853,851	11.3	3.3	14.5	15.4	21.1	18.2	11.9	8.1	3.3	4.1	100.0
De 2,000 a 10,000 hab.	6,878,994	20.2	2.7	11.9	15.9	20.5	19.6	14.1	7.4	3.5	4.4	100.0
De 10,000 a 50,000 hab.	7,916,829	23.2	1.5	8.9	14.8	25.1	19.2	15.1	7.6	3.5	4.2	100.0
Más de 50,000 hab.	15,444,876	45.3	2.1	10.6	16.2	25.4	20.5	12.2	6.1	3.8	3.1	100.0
Conjunto Nacional	34,094,550	100.0	2.2	10.9	15.7	23.9	19.8	13.2	6.9	3.6	3.7	100.0

EDC	PERSONAS	DIST. %	1	2	3	4	5	6	7	8	9 +	TOTAL
Analfabeto	2,219,061	6.5	8.2	19.2	13.2	15.4	10.4	11.9	10.1	5.4	6.1	100.0
Sin estudios	6,386,034	18.7	2.7	12.2	15.5	21.3	19.5	12.2	8.4	4.1	4.2	100.0
Primaria	20,651,301	60.6	1.5	9.9	15.9	25.5	20.8	13.5	6.2	3.4	3.3	100.0
Bach. elemental	1,678,640	4.9	1.0	10.4	17.8	25.2	19.8	13.0	6.5	2.7	3.5	100.0
Bach. superior	1,235,293	3.6	2.1	9.3	16.7	20.9	21.3	16.7	5.4	4.6	3.0	100.0
F.P.	226,586	0.7	0.7	5.6	21.4	28.2	16.1	13.0	11.9	0.0	3.1	100.0
Anterior superior	757,788	2.2	1.9	11.2	15.3	28.8	19.6	10.7	6.9	1.6	4.0	100.0
Superior	939,847	2.8	1.7	9.8	11.9	21.5	20.7	16.3	6.1	5.4	6.5	100.0
Conjunto Nacional	34,094,550	100.0	2.2	10.9	15.7	23.9	19.8	13.2	6.9	3.6	3.7	100.0

SOCIO	PERSONAS	DIST. %	1	2	3	4	5	6	7	8	9 +	TOTAL
Agrarios sin asalariados	3,332,599	9.8	1.4	10.8	15.3	20.4	20.6	14.7	8.3	4.4	4.1	100.0
Jornaleros	2,528,141	7.4	0.5	7.3	13.1	21.3	20.2	17.5	10.4	4.0	5.6	100.0
Obreros	12,501,269	36.7	0.9	6.2	15.3	27.3	21.6	13.8	7.4	3.5	4.0	100.0
Autónomos	2,806,598	8.2	1.3	8.5	15.1	24.3	22.4	13.0	6.4	3.7	5.2	100.0
Clase media	5,293,528	15.5	0.9	8.5	15.9	28.5	20.2	13.8	6.2	3.4	2.6	100.0
Clase alta	2,734,792	8.0	0.9	6.5	12.8	23.4	24.6	15.4	7.0	5.2	4.2	100.0
Sin clasificar	309,478	0.9	2.0	7.1	15.6	19.8	21.3	13.0	8.5	4.9	7.7	100.0
Retirados	3,841,835	11.3	9.4	35.6	20.4	12.9	8.2	6.2	3.6	2.4	1.4	100.0
Rentistas	271,454	0.8	17.7	28.5	21.4	8.1	7.2	9.8	2.1	3.1	2.2	100.0
Otros inactivos	474,856	1.4	11.9	15.1	19.0	21.0	16.2	7.3	4.3	3.1	2.1	100.0
Conjunto Nacional	34,094,550	100.0	2.2	10.9	15.7	23.9	19.8	13.2	6.9	3.6	3.7	100.0

CUADRO 2. Distribución personal en las distintas particiones, y distribución de cada subgrupo por tamaño del hogar: EPF de 1980-81

CCAA	PERSONAS	DIST. %	Número de miembros del hogar										TOTAL
			1	2	3	4	5	6	7	8	9 +		
Andalucía	6,333,139	17.1	1.9	9.2	12.2	23.2	22.1	14.1	7.7	4.5	5.2	100.0	
Aragón	1,167,087	3.2	3.1	14.7	18.3	30.4	16.3	9.8	4.5	1.1	1.8	100.0	
Asturias	1,112,432	3.0	2.4	14.4	19.2	28.1	15.2	12.1	5.6	2.4	0.5	100.0	
Baleares	644,350	1.7	4.2	18.3	18.9	24.1	16.2	9.5	5.5	2.6	0.7	100.0	
Canarias	1,348,682	3.7	1.6	8.2	11.0	19.4	17.6	16.9	12.4	6.9	6.0	100.0	
Cantabria	502,960	1.4	2.4	10.8	13.9	27.9	21.0	10.5	8.1	3.9	1.4	100.0	
Castilla-León	2,529,259	6.8	2.9	15.0	16.1	22.2	19.8	12.2	5.4	3.7	2.7	100.0	
Castilla-La Mancha	1,623,428	4.4	2.3	14.3	14.7	22.6	21.1	13.8	7.3	1.6	2.3	100.0	
Cataluña	5,867,726	15.9	1.9	11.7	16.7	29.0	20.2	10.0	6.8	2.4	1.3	100.0	
Comunidad Valenciana	3,606,848	9.8	2.4	11.5	17.5	26.8	19.2	12.5	5.8	2.4	1.9	100.0	
Extremadura	1,046,757	2.8	2.7	13.4	11.8	20.6	23.3	14.0	5.4	3.8	5.1	100.0	
Galicia	2,776,341	7.5	2.2	10.2	14.8	23.3	17.1	13.8	9.0	4.6	5.0	100.0	
Madrid	4,595,911	12.4	1.6	10.7	14.6	27.3	22.3	11.9	6.3	2.8	2.4	100.0	
Murcia	936,995	2.5	2.0	10.8	13.8	26.4	20.0	13.4	7.1	3.2	3.5	100.0	
Navarra	498,911	1.4	1.5	11.1	14.3	23.4	21.3	10.6	9.7	2.8	5.3	100.0	
País Vasco	2,105,418	5.7	1.5	9.3	15.3	27.7	20.5	13.7	4.3	3.3	4.4	100.0	
La Rioja	250,969	0.7	1.3	14.5	21.6	28.5	14.7	12.0	4.0	1.2	2.3	100.0	
Conjunto Nacional	36,947,213	100.0	2.1	11.4	15.1	25.5	20.1	12.5	6.8	3.3	3.1	100.0	

TMUN	PERSONAS	DIST. %	1	2	3	4	5	6	7	8	9 +	TOTAL
Menos de 2,000 hab.	3,799,319	10.3	2.9	17.1	15.9	23.6	18.5	11.9	5.8	1.9	2.4	100.0
De 2,000 a 10,000 hab.	7,114,671	19.3	2.2	11.4	14.9	22.3	20.5	13.4	7.2	4.2	4.0	100.0
De 10,000 a 50,000 hab.	8,008,221	21.7	1.7	9.2	13.8	25.2	20.2	13.6	8.1	4.0	4.1	100.0
Más de 50,000 hab.	18,025,002	48.8	2.1	11.2	15.6	27.3	20.3	11.9	6.3	2.9	2.5	100.0
Conjunto Nacional	36,947,213	100.0	2.1	11.4	15.1	25.5	20.1	12.5	6.8	3.3	3.1	100.0

EDC	PERSONAS	DIST. %	1	2	3	4	5	6	7	8	9 +	TOTAL
Analfabeto	2,309,585	6.3	7.3	17.8	13.1	14.7	15.6	10.9	8.6	4.5	7.4	100.0
Sin estudios	9,285,675	25.1	2.5	12.4	13.6	20.8	19.7	13.1	8.1	4.6	5.1	100.0
Primaria	17,928,931	48.5	1.5	10.6	15.2	27.6	20.9	13.0	6.2	2.7	2.3	100.0
Bach. elemental	2,478,432	6.7	1.1	9.5	19.6	30.0	20.6	11.3	5.3	1.6	0.9	100.0
Bach. superior	1,775,411	4.8	1.7	11.7	18.0	28.7	18.7	12.1	4.5	3.4	1.3	100.0
F.P.	577,795	1.6	0.7	5.6	16.9	40.6	22.9	6.7	4.5	1.9	0.3	100.0
Anterior superior	1,280,054	3.5	1.9	9.0	14.4	29.8	19.6	12.3	7.9	3.0	2.1	100.0
Superior	1,311,330	3.5	1.6	12.5	14.5	25.3	20.1	11.1	8.9	3.4	2.6	100.0
Conjunto Nacional	36,947,213	100.0	2.1	11.4	15.1	25.5	20.1	12.5	6.8	3.3	3.1	100.0

SOCIO	PERSONAS	DIST. %	1	2	3	4	5	6	7	8	9 +	TOTAL
Agrarios sin asalariados	2,427,439	6.6	0.7	9.3	14.8	22.5	22.6	15.3	7.8	3.7	3.3	100.0
Jornaleros	2,438,221	6.6	0.7	5.9	12.6	22.3	19.5	16.3	11.2	5.9	5.6	100.0
Obreros	13,198,098	35.7	0.7	5.5	14.3	29.9	22.5	13.6	7.2	3.1	3.3	100.0
Autónomos	3,032,820	8.2	1.0	6.4	12.1	25.8	25.5	13.6	8.4	4.2	3.1	100.0
Clase media	6,373,969	17.3	0.8	8.0	16.0	30.1	22.0	12.1	6.4	2.9	1.8	100.0
Clase alta	2,515,928	6.8	1.0	7.2	12.9	26.6	22.6	14.1	8.5	3.4	3.7	100.0
Sin clasificar	163,453	0.4	1.5	3.4	14.0	26.7	25.6	7.1	11.1	4.5	6.1	100.0
Retirados	6,126,689	16.6	7.5	34.4	19.1	13.7	9.1	7.7	3.3	2.5	2.7	100.0
Rentistas	87,421	0.2	17.6	36.1	21.0	12.2	2.3	8.3	2.6	0.0	0.0	100.0
Otros inactivos	583,175	1.6	12.2	14.9	18.1	21.6	16.2	6.8	1.8	1.8	6.7	100.0
Conjunto Nacional	36,947,213	100.0	2.1	11.4	15.1	25.5	20.1	12.5	6.8	3.3	3.1	100.0

CUADRO 3. Media de diversos conceptos de gasto total para las distintas particiones: EPF 73-74

Gasto total del hogar Gasto por adulto equivalente por persona
 $\Theta = 0.4$ $\Theta = 1.0$

CCAA	Ptas.	Índice	Ptas.	Índice	Ptas.	Índice
Andalucía	704,497	83.6	434,201	82.2	175,148	77.5
Aragón	789,207	93.7	524,740	99.3	233,838	103.4
Asturias	791,415	93.9	492,779	93.2	210,591	93.1
Baleares	802,605	95.2	541,464	102.5	244,914	108.3
Canarias	941,875	111.8	550,309	104.1	219,377	97.0
Cantabria	946,328	112.3	600,642	113.7	260,652	115.3
Castilla-León	664,255	78.8	431,359	81.6	185,228	81.9
Castilla-La Mancha	632,198	75.0	412,442	78.0	176,335	78.0
Cataluña	992,501	117.8	621,501	117.6	271,428	120.0
Comunidad Valenciana	782,880	92.9	501,795	95.0	222,082	98.2
Extremadura	558,752	66.3	356,252	67.4	152,965	67.6
Galicia	692,690	82.2	440,029	83.3	184,668	81.7
Madrid	1,136,943	134.9	705,651	133.5	311,547	137.8
Murcia	688,139	81.7	427,771	80.9	181,505	80.3
Navarra	944,797	112.1	586,162	110.9	245,035	108.4
País Vasco	1,091,853	129.6	663,716	125.6	273,495	121.0
La Rioja	843,172	100.1	543,692	102.9	238,056	105.3
Media nacional	842,643	100.0	528,483	100.0	226,115	100.0

TMUN	Ptas.	Índice	Ptas.	Índice	Ptas.	Índice
Menos de 2,000 hab.	573,751	68.1	383,381	72.5	163,575	72.3
De 2,000 a 10,000 hab.	638,764	75.8	409,590	77.5	174,167	77.0
De 10,000 a 50,000 hab.	794,909	94.3	483,688	91.5	202,489	89.6
Más de 50,000 hab.	1,028,888	122.1	640,574	121.2	276,953	122.5
Media nacional	842,643	100.0	528,483	100.0	226,115	100.0

EDC	Ptas.	Índice	Ptas.	Índice	Ptas.	Índice
Analfabeto	405,016	48.1	299,919	56.8	133,088	58.9
Sin estudios	613,801	72.8	394,033	74.6	167,727	74.2
Primaria	822,107	97.6	504,501	95.5	215,508	95.3
Bach. elemental	1,217,752	144.5	735,495	139.2	318,726	141.0
Bach. superior	1,458,834	173.1	885,233	167.5	382,276	169.1
F.P.	1,253,260	148.7	726,119	137.4	314,646	139.2
Anterior superior	1,473,524	174.9	907,133	171.6	399,572	176.7
Superior	2,170,059	257.5	1,316,639	249.1	543,511	240.4
Media nacional	842,643	100.0	528,483	100.0	226,115	100.0

SOCIO	Ptas.	Índice	Ptas.	Índice	Ptas.	Índice
Agrarios sin asalariados	612,545	72.7	381,952	72.3	157,344	69.6
Jornaleros	582,365	69.1	339,094	64.2	135,924	60.1
Obreros	832,014	98.7	486,852	92.1	203,138	89.8
Autónomos	907,693	107.7	547,659	103.6	229,216	101.4
Clase media	1,191,586	141.4	709,827	134.3	303,841	134.4
Clase alta	1,519,526	180.3	881,391	166.8	361,340	159.8
Sin clasificar	964,289	114.4	568,614	107.6	238,164	105.3
Retirados	513,753	61.0	408,430	77.3	209,755	92.8
Rentistas	653,969	77.6	527,377	99.8	294,805	130.4
Otros inactivos	588,929	69.9	441,036	83.5	216,318	95.7
Media nacional	842,643	100.0	528,483	100.0	226,115	100.0

CUADRO 4. Media de diversos conceptos de gasto total para las distintas particiones: EPF 80-81

CCAA	Gasto total del hogar		Gasto por adulto equivalente por persona			
			$\Theta = 0.4$		$\Theta = 1.0$	
	Ptas.	Índice	Ptas.	Índice	Ptas.	Índice
Andalucía	746,095	87.4	452,759	85.2	188,642	81.7
Aragón	813,020	95.2	534,444	100.6	244,056	105.7
Asturias	793,018	92.8	507,191	95.5	232,141	100.6
Baleares	831,913	97.4	557,839	105.0	263,426	114.1
Canarias	815,759	95.5	479,899	90.3	193,862	84.0
Cantabria	981,995	115.0	600,408	113.0	266,887	115.6
Castilla-León	749,300	87.7	486,441	91.6	215,910	93.5
Castilla-La Mancha	620,029	72.6	396,116	74.6	173,610	75.2
Cataluña	933,543	109.3	583,292	109.8	258,594	112.0
Comunidad Valenciana	826,657	96.8	518,002	97.5	230,802	100.0
Extremadura	572,659	67.0	364,533	68.6	155,855	67.5
Galicia	824,350	96.5	508,301	95.7	215,785	93.5
Madrid	1,084,467	127.0	661,673	124.6	288,292	124.9
Murcia	795,137	93.1	496,423	93.5	211,215	91.5
Navarra	1,058,562	123.9	655,530	123.4	274,808	119.0
País Vasco	1,035,173	121.2	638,016	120.1	269,973	116.9
La Rioja	814,779	95.4	514,873	96.9	234,257	101.5
Media nacional	854,094	100.0	531.194	100.0	230,871	100.0

TMUN	Ptas.	Índice	Ptas.	Índice	Ptas.	Índice
Menos de 2,000 hab.	644,599	75.5	426,285	80.3	191,015	82.7
De 2,000 a 10,000 hab.	685,251	80.2	424,872	80.0	183,003	79.3
De 10,000 a 50,000 hab.	801,650	93.9	487,296	91.7	205,420	89.0
Más de 50,000 hab.	989,451	115.8	614,807	115.7	269,486	116.7
Media nacional	854,094	100.0	531.194	100.0	230,871	100.0

EDC	Ptas.	Índice	Ptas.	Índice	Ptas.	Índice
Analfabeto	455,458	53.3	320,971	60.4	144,216	62.5
Sin estudios	640,185	75.0	404,145	76.1	172,130	74.6
Primaria	841,258	98.5	515,054	97.0	223,429	96.8
Bach. elemental	1,077,342	126.1	650,966	122.5	290,324	125.8
Bach. superior	1,296,733	151.8	802,760	151.1	358,089	155.1
F.P.	1,158,867	135.7	688,825	129.7	300,000	129.9
Anterior superior	1,388,496	162.6	850,631	160.1	365,879	158.5
Superior	1,693,080	198.2	1,047,412	197.2	454,717	197.0
Media nacional	854,094	100.0	531.194	100.0	230,871	100.0

SOCIO	Ptas.	Índice	Ptas.	Índice	Ptas.	Índice
Agrarios sin asalariados	670,908	78.6	400,330	75.4	167,116	72.4
Jornaleros	616,193	72.1	352,842	66.4	140,851	61.0
Obreros	856,117	100.2	491,892	92.6	206,865	89.6
Autónomos	931,673	109.1	545,017	102.6	223,878	97.0
Clase media	1,171,085	137.1	692,984	130.5	299,184	129.6
Clase alta	1,613,238	188.9	943,905	177.7	394,472	170.9
Sin clasificar	906,332	106.1	527,863	99.4	213,854	92.6
Retirados	536,280	62.8	398,610	75.0	207,410	89.8
Rentistas	673,810	78.9	530,980	100.0	322,738	139.8
Otros inactivos	649,330	76.0	486,213	91.5	238,193	103.2
Media nacional	854,094	100.0	531.194	100.0	230,871	100.0

CUADRO 5. Evolución de la media y la desigualdad relativa en cada Comunidad Autónoma en función de θ

$\Delta\mu = \mu(v^k_2(\theta)) / \mu(v^k_{12}(\theta))$					$\Delta E_T = E_T(v^k_2(\theta)) / E_T(v^k_{12}(\theta))$				
	$\theta = 0.2$	$\theta = 0.4$	$\theta = 0.6$	$\theta = 1.0$		$\theta = 0.2$	$\theta = 0.4$	$\theta = 0.6$	$\theta = 1.0$
Andalucía	1.0297	1.0427	1.0549	1.0770		1.0634	1.0531	1.0451	1.0335
Aragón	1.0111	1.0185	1.0264	1.0437		1.1036	1.0935	1.0840	1.0658
Asturias	1.0061	1.0293	1.0529	1.1023		1.0142	1.0089	1.0040	0.9939
Baleares	1.0177	1.0302	1.0440	1.0756		1.0069	0.9932	0.9787	0.9450
Canarias	0.8667	0.8721	0.8765	0.8837		1.0312	1.0276	1.0268	1.0335
Cantabria	0.9912	0.9996	1.0079	1.0239		1.0686	1.0585	1.0492	1.0317
Castilla - León	1.1153	1.1277	1.1400	1.1656		1.0527	1.0468	1.0413	1.0271
Castilla - La Mancha	0.9523	0.9604	0.9684	0.9846		1.0730	1.0612	1.0508	1.0314
Cataluña	0.9333	0.9385	0.9435	0.9527		1.0206	1.0175	1.0150	1.0114
Comunidad Valenciana	1.0309	1.0323	1.0341	1.0393		1.0255	1.0216	1.0174	1.0067
Extremadura	1.0242	1.0232	1.0220	1.0189		1.0731	1.0747	1.0791	1.0979
Galicia	1.1506	1.1552	1.1598	1.1685		1.0282	1.0208	1.0138	1.0010
Madrid	0.9400	0.9377	0.9345	0.9254		1.0669	1.0653	1.0658	1.0749
Murcia	1.1618	1.1605	1.1603	1.1637		1.0126	1.0114	1.0096	1.0041

CUADRO 6. Evolución de la media y la desigualdad absoluta en cada Comunidad Autónoma en función de λ . En porcentajes de variación sobre el bienestar en 1973-74.

	$\Delta\mu = (\mu(v_{12}^k(\lambda)) - \mu(v_{12}^k(\lambda))) / W_Y(v_{12}^k(\lambda))$			$\Delta A_Y = (A_Y(v_{12}^k(\lambda)) - A_Y(v_{12}^k(\lambda))) / W_Y(v_{12}^k(\lambda))$		
	$\lambda = 15,000$	$\lambda = 45,000$	$\lambda = 75,000$	$\lambda = 15,000$	$\lambda = 45,000$	$\lambda = 75,000$
Andalucía	3.63	6.50	14.39	5.22	4.43	0.90
Aragón	0.90	1.22	1.76	14.64	18.56	26.01
Asturias	-1.76	0.56	4.17	0.06	-1.90	-5.78
Baleares	1.33	1.95	2.82	0.51	-1.18	-3.91
Canarias	-26.25	-32.69	-49.95	22.09	28.43	45.93
Cantabria	-3.17	-3.65	-4.46	8.21	6.26	2.87
Castilla - León	19.87	26.44	40.38	-2.62	-3.00	-4.23
Castilla - La Mancha	-10.14	-12.36	-17.55	15.37	19.34	29.54
Cataluña	-12.22	-13.41	-15.41	8.42	8.23	7.58
Comunidad Valenciana	4.92	5.18	5.81	2.66	1.97	-0.46
Extremadura	4.35	5.71	10.26	6.72	10.76	29.27
Galicia	25.99	31.69	43.79	-10.00	-14.23	-24.05
Madrid	-11.01	-12.60	-15.22	11.00	11.48	12.80
Murcia	27.02	32.54	43.84	-16.18	-20.22	-28.23
N Navarra	20.07	23.00	28.36	0.37	16.21	21.30

CUADRO 7. Evolución de la media y la desigualdad relativa según el tamaño del municipio en función de Θ

$\Delta\mu = \mu(v^k_2(\Theta)) / \mu(v^k_{12}(\Theta))$				
	$\Theta = 0.2$	$\Theta = 0.4$	$\Theta = 0.6$	$\Theta = 1.0$
Menos de 2,000 hab.	1.0925	1.1119	1.1309	1.1678
De 2,000 a 10,000 hab.	1.0318	1.0373	1.0424	1.0507
De 10,000 a 50,000 hab.	1.0055	1.0075	1.0095	1.0145
Más de 50,000 hab.	0.9547	0.9598	0.9645	0.9730
Conjunto Nacional	0.9993	1.0051	1.0107	1.0210

$\Delta E_T = E_T(v^k_2(\Theta)) / E_T(v^k_{12}(\Theta))$				
	$\Theta = 0.2$	$\Theta = 0.4$	$\Theta = 0.6$	$\Theta = 1.0$
	1.0384	1.0294	1.0208	1.0037
	1.0408	1.0319	1.0243	1.0119
	1.0319	1.0300	1.0285	1.0256
	1.0492	1.0458	1.0436	1.0426
	1.0535	1.0494	1.0462	1.0426

CUADRO 8. Evolución de la media y la desigualdad absoluta según el tamaño del municipio en función de λ . En porcentajes de variación sobre el bienestar en 1973-74.

$$\Delta\mu = (\mu(v^k_2(\lambda)) - \mu(v^k_{12}(\lambda))) / W_y(v^k_{12}(\lambda))$$

$$\lambda = 15,000 \quad \lambda = 45,000 \quad \lambda = 75,000$$

Menos de 2,000 hab.	14.48	21.60	38.98
De 2,000 a 10,000 hab.	4.45	5.36	7.48
De 10,000 a 50,000 hab.	0.64	0.82	1.24
Más de 50,000 hab.	-9.27	-10.25	-12.29
Conjunto Nacional	-1.07	-0.76	-0.30

$$\Delta A_y = (A_y(v^k_{12}(\lambda) - A_y(v^k_2(\lambda))) / W_y(v^k_{12}(\lambda))$$

$$\lambda = 15,000 \quad \lambda = 45,000 \quad \lambda = 75,000$$

-0.56	-0.13	6.20
3.94	0.46	-12.81
4.79	7.03	14.06
10.42	11.57	14.77
7.83	8.51	9.93

CUADRO 9. Evolución de la media y la desigualdad relativa según el nivel educativo del sustentador principal en función de θ

$\Delta\mu = \mu(v^k_2(\theta)) / \mu(v^k_{12}(\theta))$				
	$\theta = 0.2$	$\theta = 0.4$	$\theta = 0.6$	$\theta = 1.0$
Analfabetos	1.0648	1.0702	1.0754	1.0836
Sin estudios	1.0263	1.0257	1.0253	1.0263
Primaria	1.0151	1.0209	1.0264	1.0368
Bach. elemental	0.8741	0.8851	0.8949	0.9109
Bach. superior	0.8943	0.9068	0.9181	0.9367
F.P.	0.9439	0.9486	0.9519	0.9535
Anterior al superior	0.9435	0.9377	0.9311	0.9157
Superior	0.7813	0.7955	0.8095	0.8366
Conjunto Nacional	0.9993	1.0051	1.0107	1.0210

$\Delta E_T = E_T(v^k_2(\theta)) / E_T(v^k_{12}(\theta))$				
	$\theta = 0.2$	$\theta = 0.4$	$\theta = 0.6$	$\theta = 1.0$
1.0670	1.0495	1.0340	1.0078	
1.0288	1.0260	1.0228	1.0133	
1.0367	1.0338	1.0315	1.0282	
1.0410	1.0353	1.0322	1.0329	
1.0402	1.0415	1.0455	1.0652	
1.0213	1.0282	1.0373	1.0635	
1.0265	1.0293	1.0339	1.0488	
1.0322	1.0341	1.0369	1.0448	
1.0535	1.0494	1.0462	1.0426	

CUADRO 10. Evolución de la media y la desigualdad absoluta según el nivel educativo del sustentador principal en función de λ . En porcentajes de variación sobre el bienestar en 1973-74.

$$\Delta\mu = (\mu(v_{12}^k(\lambda)) - \mu(v_{12}^k(\lambda))) / W_Y(v_{12}^k(\lambda))$$

$$\lambda = 15,000 \quad \lambda = 45,000 \quad \lambda = 75,000$$

Analfabeto	9.82	11.83	25.12
Sin estudios	4.38	4.92	6.49
Primaria	1.83	2.92	4.82
Bach. elemental	-24.13	-25.91	-28.80
Bach. superior	-21.91	-22.50	-23.64
F. P.	-9.24	-9.26	-9.46
Anterior al superior	-9.78	-10.78	-12.16
Superior	-58.03	-59.59	-62.22
Conjunto Nacional	-1.07	-0.76	-0.30

$$\Delta A_Y = (A_Y(v_{12}^k(\lambda)) - A_Y(v_{12}^k(\lambda))) / W_Y(v_{12}^k(\lambda))$$

$$\lambda = 15,000 \quad \lambda = 45,000 \quad \lambda = 75,000$$

2.96	1.35	-18.54
2.53	2.74	3.94
6.17	7.33	10.59
21.31	22.78	25.47
19.01	20.14	22.31
3.63	4.58	6.46
12.02	12.43	13.31
60.50	60.78	62.03
7.83	8.51	9.93

CUADRO 11. Evolución de la media y la desigualdad relativa según la categoría socioeconómica del sustentador principal en función de θ

$$\Delta\mu = \mu(v^k_2(\theta)) / \mu(v^k_{12}(\theta))$$

$\theta = 0.2$ $\theta = 0.4$ $\theta = 0.6$ $\theta = 1.0$

	$\theta = 0.2$	$\theta = 0.4$	$\theta = 0.6$	$\theta = 1.0$
Agrarios sin asalariados	1.0413	1.0481	1.0539	1.0621
Jornaleros	1.0423	1.0405	1.0390	1.0362
Obreros	1.0066	1.0104	1.0135	1.0184
Autónomos	0.9986	0.9952	0.9904	0.9767
Clase media	0.9720	0.9763	0.9798	0.9847
Clase alta	1.0636	1.0709	1.0781	1.0917
Sin clasificar	0.9338	0.9283	0.9207	0.8979
Retirados	0.9720	0.9760	0.9802	0.9888
Rentistas	0.9755	1.0068	1.0374	1.0948
Otros inactivos	1.1054	1.1024	1.1007	1.1011
Conjunto Nacional	0.9993	1.0051	1.0107	1.0210

$$\Delta E_T = E_T(v^k_2(\theta)) / E_T(v^k_{12}(\theta))$$

$\theta = 0.2$ $\theta = 0.4$ $\theta = 0.6$ $\theta = 1.0$

	$\theta = 0.2$	$\theta = 0.4$	$\theta = 0.6$	$\theta = 1.0$
	1.0545	1.0458	1.0382	1.0254
	1.0136	1.0103	1.0067	0.9976
	1.0236	1.0184	1.0139	1.0057
	1.0188	1.0152	1.0137	1.0167
	1.0327	1.0292	1.0272	1.0272
	1.1653	1.1638	1.1646	1.1757
	1.2171	1.2219	1.2318	1.2757
	1.1123	1.0904	1.0708	1.0372
	1.2362	1.2222	1.2106	1.1946
	1.0742	1.0811	1.0881	1.1013
	1.0535	1.0494	1.0462	1.0426

CUADRO 12. Evolución de la media y la desigualdad absoluta según la categoría socioeconómica del sustentador principal en función de λ . En porcentajes de variación sobre el bienestar en 1973-74.

$\Delta\mu = (\mu(v^k_2(\lambda)) - \mu(v^k_{12}(\lambda))) / W_Y(v^k_{12}(\lambda))$ $\lambda = 15,000 \quad \lambda = 45,000 \quad \lambda = 75,000$				$\Delta A_Y = (A_Y(v^k_{12}(\lambda)) - A_Y(v^k_2(\lambda))) / W_Y(v^k_{12}(\lambda))$ $\lambda = 15,000 \quad \lambda = 45,000 \quad \lambda = 75,000$			
Agrarios sin asalariados	5.99	8.15	13.02	7.15	6.01	3.30	
Jornaleros	6.77	8.82	18.75	-2.51	-5.58	-22.08	
Obreros	0.46	0.83	1.53	5.46	6.16	8.98	
Autónomos	-0.12	-0.69	-1.60	4.69	4.57	4.60	
Clase media	-5.56	-5.96	-6.69	9.34	9.37	9.93	
Clase alta	14.30	17.74	23.53	25.86	31.88	42.59	
Sin clasificar	-12.27	-15.34	-25.71	19.91	26.47	48.22	
Retirados	-7.01	-10.04	-14.92	19.02	19.90	20.24	
Rentistas	-10.72	-7.83	-4.48	17.85	16.18	15.46	
Otros inactivos	21.34	24.58	32.00	-5.41	-5.30	-18.21	
Conjunto Nacional	-1.07	-0.76	-0.30	7.83	8.51	9.93	

CUADRO 13. Evolución en cada Comunidad Autónoma del bienestar relativo en función de Θ y del bienestar absoluto en función de λ

$$\Delta W_T = \frac{W_T(v_2^k(\Theta))}{W_T(v_{12}^k(\Theta))}$$

$$\Delta W_\gamma = \frac{W_\gamma(v_2^k(\lambda)) - W_\gamma(v_{12}^k(\lambda))}{W_\gamma(v_{12}^k(\lambda))}$$

	$\Theta = 0.2$	$\Theta = 0.4$	$\Theta = 0.6$	$\Theta = 1.0$
Andalucía	1.0949	1.0981	1.1024	1.1132
Aragón	1.1159	1.1138	1.1126	1.1124
Asturias	1.0204	1.0384	1.0572	1.0956
Baleares	1.0247	1.0233	1.0218	1.0165
Canarias	0.8937	0.8961	0.9000	0.9133
Cantabria	1.0591	1.0581	1.0575	1.0564
Castilla - León	1.1740	1.1805	1.1871	1.1973
Castilla - La Mancha	1.0218	1.0192	1.0176	1.0155
Cataluña	0.9526	0.9550	0.9577	0.9636
Comunidad Valenciana	1.0573	1.0546	1.0521	1.0462
Extremadura	1.0990	1.0997	1.1028	1.1186
Galicia	1.1830	1.1792	1.1757	1.1697
Madrid	1.0029	0.9989	0.9961	0.9946

	$\lambda=15,000$	$\lambda=45,000$	$\lambda=75,000$
	8.85	10.93	15.28
	15.54	19.78	27.76
	-1.71	-1.33	-1.60
	1.84	0.77	-1.09
	-4.16	-4.26	-4.02
	5.04	2.61	-1.59
	17.25	23.45	36.15
	5.23	6.98	11.98
	-3.80	-5.18	-7.83
	7.58	7.15	5.34
	11.06	16.47	39.54
	15.99	17.46	19.74
	-0.01	-1.11	-2.42

CUADRO 14. Evolución según el tamaño del municipio del bienestar relativo en función de Θ y del bienestar absoluto en función de λ

$$\Delta W_T = \frac{W_T(v^k_2(\Theta))}{W_T(v^k_{12}(\Theta))}$$

	$\Theta = 0.2$	$\Theta = 0.4$	$\Theta = 0.6$	$\Theta = 1.0$
Menos de 2,000 hab.	1.1344	1.1446	1.1544	1.1720
De 2,000 a 10,000 hab.	1.0739	1.0704	1.0677	1.0632
De 10,000 a 50,000 hab.	1.0376	1.0377	1.0383	1.0405
Más de 50,000 hab.	1.0016	1.0037	1.0065	1.0145
Conjunto Nacional	1.0592	1.0548	1.0574	1.0645

$$\Delta W_\gamma = \frac{W_\gamma(v^k_2(\lambda)) - W_\gamma(v^k_{12}(\lambda))}{W_\gamma(v^k_{12}(\lambda))}$$

	$\lambda = 15,000$	$\lambda = 45,000$	$\lambda = 75,000$
	13.92	21.46	45.18
	8.39	5.82	-5.33
	5.43	7.85	15.30
	1.15	1.32	2.48
	6.76	7.76	9.62

CUADRO 15. Evolución según el nivel educativo del sustentador principal del bienestar relativo en función de Θ y del bienestar absoluto en función de λ

$$\Delta W_T = \frac{W_T(v_2^k(\Theta))}{W_T(v_{12}^k(\Theta))}$$

	$\Theta = 0.2$	$\Theta = 0.4$	$\Theta = 0.6$	$\Theta = 1.0$
Analfabetos	1.1361	1.1231	1.1120	1.0921
Sin estudios	1.0559	1.0523	1.0487	1.0399
Primaria	1.0524	1.0555	1.0588	1.0660
Bach. elemental	0.9099	0.9163	0.9237	0.9409
Bach. superior	0.9302	0.9445	0.9599	0.9978
F.P.	0.9640	0.9754	0.9873	1.0140
Anterior al superior	0.9686	0.9652	0.9626	0.9604
Superior	0.8065	0.8227	0.8393	0.8741
Conjunto Nacional	1.0592	1.0548	1.0574	1.0645

$$\Delta W_T = \frac{W_T(v_2^k(\lambda)) - W_T(v_{12}^k(\lambda))}{W_T(v_{12}^k(\lambda))}$$

	$\lambda=15,000$	$\lambda=45,000$	$\lambda=75,000$
	12.78	13.18	6.58
	6.91	7.65	10.43
	8.00	10.25	15.41
	-2.82	-3.13	-3.33
	-2.90	-2.36	-1.33
	-5.61	-4.67	-3.00
	2.24	1.66	1.16
	2.47	1.20	-0.19
	6.76	7.76	9.62

CUADRO 16. Evolución según la categoría socioeconómica del sustentador principal del bienestar relativo en función de Θ y del bienestar absoluto en función de λ

$$\Delta W_T = \frac{W_T(v^k_2(\Theta))}{W_T(v^k_{12}(\Theta))}$$

$$\Delta W_\gamma = \frac{W_\gamma(v^k_2(\lambda)) - W_\gamma(v^k_{12}(\lambda))}{W_\gamma(v^k_{12}(\lambda))}$$

	$\Theta = 0.2$	$\Theta = 0.4$	$\Theta = 0.6$	$\Theta = 1.0$
Agrarios sin asalariados	1.0980	1.0961	1.0941	1.0890
Jornaleros	1.0564	1.0513	1.0460	1.0337
Obreros	1.0303	1.0290	1.0276	1.0241
Autónomos	1.0174	1.0103	1.0039	0.9931
Clase media	1.0038	1.0048	1.0065	1.0115
Clase alta	1.2394	1.2463	1.2555	1.2835
Sin clasificar	1.1365	1.1344	1.1340	1.1455
Retirados	1.0811	1.0642	1.0496	1.0256
Rentistas	1.2059	1.2306	1.2559	1.3078
Otros inactivos	1.1874	1.1918	1.1977	1.2127
Conjunto Nacional	1.0592	1.0548	1.0574	1.0645

	$\lambda=15,000$	$\lambda=45,000$	$\lambda=75,000$
	13.15	14.16	16.32
	4.27	3.24	-3.33
	5.91	6.99	10.52
	4.57	3.87	3.00
	3.78	3.41	3.24
	40.15	49.61	66.12
	7.64	11.12	22.51
	12.01	9.86	5.33
	7.13	8.36	10.97
	15.93	19.28	13.80
	6.76	7.76	9.62

CUADRO 17.

Desigualdad relativa dentro de una partición y entre los subgrupos de la misma

	1973-74		1980-81	
	$\theta=0.4$	$\theta=1.0$	$\theta=0.4$	$\theta=1.0$
Tamaño del hogar				
$\Omega_T^m(\theta)$	431,008	182,635	453,026	195,504
$B_T^m(\theta)$	3,088	3,578	1,663	4,903
$W_T(v(\theta)) = \Omega_T^m(\theta) - B_T^m(\theta)$	427,920	179,057	451,363	190,601
CCAA				
$\Omega_T^k(\theta)$	438,200	184,273	457,466	193,643
$B_T^k(\theta)$	10,281	5,216	6,103	3,042
$W_T(v(\theta)) = \Omega_T^k(\theta) - B_T^k(\theta)$	427,920	179,057	451,363	190,601
TMUN				
$\Omega_T^k(\theta)$	438,834	184,161	458,165	193,816
$B_T^k(\theta)$	10,914	5,104	6,802	3,215
$W_T(v(\theta)) = \Omega_T^k(\theta) - B_T^k(\theta)$	427,920	179,057	451,363	190,601
EDC				
$\Omega_T^k(\theta)$	455,089	190,364	472,469	200,111
$B_T^k(\theta)$	27,169	11,307	21,106	9,510
$W_T(v(\theta)) = \Omega_T^k(\theta) - B_T^k(\theta)$	427,920	179,057	451,363	190,601
SOCIO				
$\Omega_T^k(\theta)$	447,653	186,968	471,073	198,150
$B_T^k(\theta)$	19,733	7,911	19,710	7,549
$W_T(v(\theta)) = \Omega_T^k(\theta) - B_T^k(\theta)$	427,920	179,057	451,363	190,601

CUADRO 18. Desigualdad absoluta dentro de una partición y entre los subgrupos de la misma

	1973-74		1980-81	
	$\lambda = 15,000$	$\lambda = 75,000$	$\lambda = 15,000$	$\lambda = 75,000$
Tamaño del hogar				
Ω^m_γ	595,447	595,447	625,930	625,930
$D^m_\gamma(\lambda)$	54,096	270,482	52,968	264,841
$B^m_\gamma(\lambda)$	31,464	19,373	28,620	26,084
$W_\gamma(v(\lambda)) = \Omega^m_\gamma - D^m_\gamma(\lambda) - B^m_\gamma(\lambda)$	509,887	305,592	544,342	335,005
CCAA				
$\Omega^k_\gamma(\lambda)$	534,828	341,556	560,322	360,628
$B^k_\gamma(\lambda)$	24,941	35,964	15,980	25,623
$W_\gamma(v(\lambda)) = \Omega^k_\gamma(\lambda) - B^k_\gamma(\lambda)$	509,887	305,592	544,342	335,005
TMUN				
$\Omega^k_\gamma(\lambda)$	531,203	326,965	559,057	354,313
$B^k_\gamma(\lambda)$	21,315	21,373	14,715	19,308
$W_\gamma(v(\lambda)) = \Omega^k_\gamma(\lambda) - B^k_\gamma(\lambda)$	509,887	305,592	544,342	335,005
EDC				
$\Omega^k_\gamma(\lambda)$	549,465	353,923	589,062	396,490
$B^k_\gamma(\lambda)$	39,578	48,331	44,720	61,485
$W_\gamma(v(\lambda)) = \Omega^k_\gamma(\lambda) - B^k_\gamma(\lambda)$	509,887	305,592	544,342	335,005
SOCIO				
$\Omega^k_\gamma(\lambda)$	550,116	340,462	597,710	385,869
$B^k_\gamma(\lambda)$	40,229	34,870	53,368	50,864
$W_\gamma(v(\lambda)) = \Omega^k_\gamma(\lambda) - B^k_\gamma(\lambda)$	509,887	305,592	544,342	335,005

CUADRO 19. Impacto de la desigualdad relativa y absoluta entre subgrupos dentro de cada tamaño del hogar para distintas particiones

1973-74	I_T^1	I_T^2	I_T^3	I_T^4	I_T^5	I_T^6	I_T^7	I_T^8	I_T^{9+}	B_T^{k-m} $\theta = 0.4$	B_T^{k-m} $\theta = 1.0$
CCAA	0.0621	0.0423	0.0204	0.0172	0.0222	0.0131	0.0204	0.0301	0.0537	12,415	5,560
TMUN	0.0541	0.0443	0.0198	0.0167	0.0217	0.0170	0.0192	0.0104	0.0241	11,359	5,268
EDC	0.1496	0.0866	0.0423	0.0396	0.0503	0.0377	0.0522	0.0505	0.0946	27,284	12,251
SOCIO	0.1308	0.0682	0.0309	0.0279	0.0337	0.0400	0.0404	0.0284	0.0871	21,105	9,458

1980-81	I_T^1	I_T^2	I_T^3	I_T^4	I_T^5	I_T^6	I_T^7	I_T^8	I_T^{9+}	B_T^{k-m} $\theta = 0.4$	B_T^{k-m} $\theta = 1.0$
CCAA	0.0248	0.0180	0.0123	0.0084	0.0108	0.0116	0.0125	0.0310	0.0569	7,242	3,090
TMUN	0.0255	0.0207	0.0130	0.0105	0.0122	0.0103	0.0131	0.0226	0.0280	7,172	3,208
EDC	0.0970	0.0623	0.0341	0.0311	0.0367	0.0301	0.0363	0.0828	0.0861	21,461	9,640
SOCIO	0.0913	0.0533	0.0319	0.0308	0.0303	0.0309	0.0340	0.0767	0.0837	19,850	8,862

1973-74	A_Y^1	A_Y^2	A_Y^3	A_Y^4	A_Y^5	A_Y^6	A_Y^7	A_Y^8	A_Y^{9+}	B_Y^{k-m}
CCAA	7,634	18,059	26,755	35,994	39,357	30,400	42,723	59,366	189,793	39,021
TMUN	6,404	17,823	21,395	23,123	29,458	26,875	21,880	15,775	48,744	24,271
EDC	18,437	24,792	30,870	36,233	54,740	56,104	59,556	76,573	218,254	50,003
SOCIO	14,693	23,190	24,672	29,409	32,410	38,311	45,908	30,727	155,986	35,412

1980-81

